Discussion Paper Series

Women's Bureau
Series A: Equality in the Workplace
No. 2 Accounting for Gender Differentials in Job Income in Canada: Results from a 1981 Survey

84- 3559 /

Women's Bureau
Series A: Equality in the Workplace
No. 2 Accounting for Gender Differentials in Job Income in Canada: Results from a 1981 Survey

Prepared for the
Women's Bureau
Labour Canada
By:
Michael D. Ornstein
Department of Sociology
and Institute for
Behavioral Research
York University
Toronto, Ontario
CANADA

Note: The opinions presented in this paper do not necessarily reflect the views of Labour Canada.

Published by authority of the Honourable Charles L. Caccia,
Minister of Labour, Government of Canada

Également disponible en français sous le titre
Considérations sur les inégalités de rémunération entre les hommes et les femmes au Canada: Résultats d'une enquête effectuée en 1981

Additional copies may be obtained from:

Publications Distribution Centre
Labour Canada
Ottawa, Ontario
K1A 0J2
(819) 994-0543

© Minister of Supply and Services Canada 1983

Cat. No. L 39-21/2-1983E

ISBN 0-662-12562-2

Printed in Canada

ACKNOWLEDGEMENTS

I thank Darla Rhyne for her editorial assistance, and Jean Janes for her editorial assistance and typing of this report. The Quality of Life Survey analysed in this paper was conducted by the Institute of Behavioural Research at York University. The project was directed by Tom Atkinson, Bernard Blishen, H. Michael Stevenson and the author of this paper, and was generously supported by the Social Sciences and Humanities Research Council of Canada.

TABLE OF CONTENTS

	Page
Introduction	1
Data and Methods	4
The Five Factors Considered Separately	10
a) Education and Experience	10
b) Part-Time and Full-Time Work	17
c) Business Ownership, Firm Size, and Unionization	19
d) Occupational and Industrial Effects	22
e) Authority Relations in the Workplace	25
Regression Analysis of All the Factors Simultaneously	27
Conclusions and Policy Implications	44
Footnotes	49
Tables	
1. Job Income by Education by Gender	11
2. Job Income by Work Experience by Gender	13
3. Job Income by Seniority	15
4. Job Income by Hours of Work Per Week by Gender	18
5. Job Income by Ownership and Employer Size and Union Membership	20
6. Job Income by Variables Describing Authority in the Workplace	26
7. Metric Regression of Job Income on all Variables	29
8. Semi-Log Regression of Job Income on all Variables	32

Accounting for Gender Differentials in Job Income in Canada
Results From a 1981 Survey

Introduction

More than fifteen years since the rebirth of the women's movement in western industrialized nations, little progress has been made towards narrowing the large differences in the earnings of women and men. In the 1961 Canadian Census, Sylvia Ostry reports that women's annual earnings averaged 54.2 per cent of men's earnings.[1] The 1981 Canadian survey described in this paper reveals an average difference in pay levels of 59.9 per cent. Even the small improvement may be due to differences in the survey methods. It is difficult to refute the argument that the evidence of the continuing exploitation of women in the workplace is now overwhelming, and it calls for changes in public policy and not more research. Indeed, enough is certainly known about wage patterns to provide a basis for new programmes. But new policies are not, in principle, an alternative to additional research. Large gaps remain in our understanding of the economic position of women. This paper uses data from a recent sample survey of a representative cross-section of the Canadian population to assess the impacts of the different factors contributing to the large gap between women's and men's income.

Past research has established that a number of factors play some role in creating the wage gap; what is lacking are measures of their relative importance. For example, policy-makers' attention has recently

turned to dealing with part-time work, which is known to offer lower rates of pay and to involve larger proportions of women than men. Without disputing the need for greater legal protection of part-time workers, it is still worth asking how much of the wage gap can be attributed to the prevalence of women in part-time work. To answer this question the impact of part-time work must be compared to the other causes of wage differentials.

A simple comparison of the various factors affecting women's income is not sufficient. Without adequate statistical controls for related variables, some analysis makes very little sense. For example, consider an attempt to determine the impact of trade unions on women's wages, based on the mean wage values for union and non-union workers. Radical differences in the levels of unionization across industries and employer sizes have such a strong effect on wages that average wage levels themselves are not very meaningful. Fortunately, statistical methods required to separate the effects of competing variables, notably multiple regression, have come into common use in recent years.

Without attempting to summarize what has become an enormous body of research literature, let us briefly review the competing approaches to gender income differences, so as to situate the data analysis that follows.[2] Best known, perhaps, is the argument of the human capital school, that wages represent returns to investments in human capital, which are usually measured by individuals' levels of education and experience. The status attainment models favoured by sociologists also accord a central, but less theoretically prominent, role to education. The failure

of the human capital theory to explain the very large differences in income between women and men with the same levels of education and experience has led to the development of a variety of alternative theories. First, a part of the wage gap simply represents discrimination against women; it is estimated that women are paid about 15 per cent less than men when comparisons are made between individuals performing exactly the same tasks.[3] Since wage levels are established in labour markets, crowding of women in certain occupations and other factors that lower women's bargaining power must be responsible for these differences.

A number of theories focus on the segregation of women in female-dominated and/or poorly-paid occupations and industries. The Armstrongs provide evidence on this point for Canada.[4] Job segregation reflects a variety of causes including - at least - socialization patterns, vocational "tracking" in schools, and the personnel practices of businesses. This paper cannot distinguish among these causes, but it does provide estimates of the net impact of job segregation on women's wages. Another theoretical focus is on "internal labour markets", which reflect the promotion policies of large employers.[5] Women are said to be hired in "dead-end" jobs which are isolated from promotional ladders; men's first jobs (while not higher paying) serve as initial steps onto promotional ladders, leading to higher pay and responsibility. Our data include measures of seniority with employers so as to address arguments about the impact of internal labour markets on income. A related issue is the distribution of authority in the workplace: the denial of positions of authority to women and minority groups may serve as an important barrier to higher incomes. Finally, the effect of part-time work is also a focus of this analysis.

Two conclusions emerge from a review of the existing quantitative data bearing on the position of women in the workplace. First, the routine data gathering on wages and benefits pays too little attention to the position of women; and second, the most serious gaps in our knowledge concern employers, not employees. Too much attention has been paid to the supply side of the labour market and too little to the demand side. Virtually nothing is known about the impact of differences among employers on wage differentials, in spite of the fact that wage levels vary significantly across industries and among firms of different size. Few systematic data are available to describe promotion policies within firms or authority structures.

A further difficulty stemming from the present lack of data is that the interpretation of existing information is often thrown into doubt. Understanding the reasons for women's low wages requires the development of models incorporating the characteristics of both workers and employers. The absence of data on employers encourages a supply-side bias in public policy; one consistent focus, for example, is on providing job training, in the hopes that employers will treat men and women equally if they have the same skills and resources. These policies appear to have had little success in improving the position of women, so improvements in research can hope to guide alternative strategies.

Data and Methods

The following analysis of job income employs data from a sample survey carried out by the Quality of Life Project at York University, with support from the Social Science and Humanities Research Council. A repre-

sentative sample of about 3 000 Canadians was interviewed between May and July 1981, providing data for about 1 600 Canadians employed at the time of the survey. The questionnaire included a series of detailed questions about rates of pay, conditions of work and employers, as well as gathering information about education and previous work experience. Before proceeding to a further description of the survey, though, it is worthwhile to comment on the strengths and weaknesses of various types of data on the study of wages.

There is no Canadian, long-term effort, comparable to the National Longitudinal Surveys in the U.S., for example, which gathered data on work histories.[6] Although expensive, longitudinal surveys provide extremely "rich" data in which errors of recall are minimized; they are particularly valuable for studying women's work, because they precisely measure withdrawal from and reentry into the labour market. The Canadian census provides excellent coverage of the population, but only at ten year intervals (the "mid-term" censuses do not obtain income statistics), and it lacks data on employers and work histories (hence a supply-side bias). Statistics Canada's monthly Labour Force Survey, mainly designed to provide estimates of employment, is a vehicle that could be used to do more work on these issues, particularly with supplementary questionnaires and perhaps by a program to disseminate the data so university-based researchers gain more rapid access to it. One such addition to the Labour Force Survey, carried out in 1973 and known as the Canadian Mobility Survey, provides an example of the use of a supplement.[7] From the point of view of understanding current wage differentials, these data are now somewhat dated.

The major advantages of the Quality of Life survey used in this paper lie in its providing measures of a number of variables commonly lacking in studies of wages, and in the very recent data collection. The major disadvantage is the small sample size. Estimates based on the entire sample are fairly precise. But important comparisons among subgroups, such as between full-time and part-time workers, and among types of employers - especially when made separately for men and women - have relatively large errors. The data presently available face researchers with the unpalatable task of attacking significant problems using relatively small samples, or confining their attention to the more restricted issues addressed by existing large-scale data sources.

In this paper the variables affecting jobs income are grouped into five categories, in addition to gender. First, the five factors are considered separately; that is, the mean values of income are used to compare the effects of individual variables on job income. These variables measure the impact on income of: a. education and work experience (conventionally termed the "human capital" variables); b. part-time versus full-time work; c. the combination of business ownership, firm size and unionization; d. wage levels and proportions of women workers in detailed occupations and industries; and e. authority relations in the workplace. Much research is available concerning the first two factors, but very little is known about the impact of the third, fourth and fifth factors.

Second, multiple regression is used to determine the relative effects of these five factors on job income. It estimates the difference in income between women and men under the assumption that the inequality resulting from each of the five factors individually or all collectively, are removed. Thus, it predicts the impact of policies designed to remove the income differences attributable to each factor. In addition, the residual difference between women's and men's job income is an estimate of the part of the income gap that cannot be attributed to any of the measured causal factors. This value is sometimes referred to as the effect of "pure discrimination", since it is a prediction of the gap that would remain if women and men were equal in every respect for which a measure was included in the regression. The regression is also used to determine whether each of the variables in the five factors has different effects on women and men and on part-time versus full-time workers.

One technical issue requires some preliminary comment. Analysis of wage differentials is sometimes based on "raw" income values (usually termed "metric" specification) and sometimes on the logarithm of income values (termed "semi-log" specification). Metric analysis focusses on absolute differences in the income of women and men, while semi-log analysis focusses on the ratio of women's to men's income. Sociologists tend to favour the former while economists favour the latter approach.[8]

Metric analysis has the advantage of providing real-dollar estimates of effects. The arguments in favour of semi-log analysis follow from the effect of the logarithmic transformation, which is to reduce the difference between values of income progressively, as their level increases. Persons earning $1 000, $10 000 and $100 000 are logarithmically scored one, two and three--the difference between $1 000 and $10 000 (a ratio of one to 10) is equal to the difference between $10 000 and $100 000 (which again are in the ratio one to ten). It may be argued that the logarithmic transformation rescales income to correspond to its actual utility to individuals--a constant amount of additional income is assumed to mean less and less as it is bestowed on higher and higher earners. A second argument is statistical in nature: the distribution of income has a large positive skew, there is an abrupt cut-off at the low end defined more or less by the minimum wage, but at the top of distribution there is a long "tail" of very high incomes (though, of course, with decreasing probability). The log transformation turns this skewed income distribution into a more normal (i.e. bell-shaped) curve. Many statistical tests, and in particular those for regression coefficients in the ordinary least squares regression, assume normal distributions, at least for the "errors" (i.e. the unaccounted-for variation).

What is frequently overlooked in this technical dispute is the consequence of the analysis decision. Semi-log specification increases the impact of variables affecting incomes at the low end of the distribution, relative to impacts affecting high earners. A difference of $1 000 between unionized and non-unionized workers might be as large as a difference of

many thousands of dollars between owners of large and small businesses or between managers and employees. This paper presents both metric and semi-log results on the understanding that the two approaches reflect conflicting theoretical viewpoints, and subsequently, should not be reduced to subjects of technical dispute. Luckily, tests for the significance of regression coefficients, are known to be relatively "robust" - that is, unaffected by divergences from the assumptions under which they are developed.[9]

The dependent variable in this analysis is "job income". It is equal to the annual earnings of a job (not including vacation pay or other benefits). Hourly pay figures are adjusted to annual rates on the basis of 40-hour weeks and pay for 52 weeks. In the following analysis, the pay of part-time workers is adjusted upward to what they would receive (at the same rate) for a 40-hour week. Thus, the impact of part-time work as measured here reflects differences in rates of pay with the difference in hours removed; this still tends to underestimate the deficits of part-time workers, since they generally receive fewer fringe benefits and less vacation than full-time workers. The term "job income" is used in this discussion because employers as well as employees are included in the analysis. Precise comparisons between these results and Statistics Canada's decennial Census and Labour Force Survey and other data sources are not possible, since our definition of job income does not include the impact of unemployment and pay from other jobs held earlier in the year, both of which figure into annual earnings values. Fringe benefits are an additional source of differences in total job compensation which are not covered by these income figures.

The Five Factors Considered Separately

a) Education and Experience

The effects of education and experience on income have received more attention than any others. Human capital theorists argue that these two variables are the appropriate measures of the amount of human capital embodied in a person.[10] Women's lower income should be attributable, then, to deficits in their human capital. Education and experience are known to exert strong influence on income. On average, if women have less education or experience than men, income differences would result. Table 1 gives levels of job income within categories of education; Table 2 does the same for total work experience, and includes data on interruptions of work experience; and Table 3 provides measures of the specific experience embodied in job seniority, both in terms of experience with the current employer at the time of the survey, and for the current job held with that employer.

Table 1 shows the strong effect of education on job income. Women with no high school education average only $9 500 in yearly earnings, compared to $21 400 for university graduates; for men the corresponding figures are $19 100 and $32 800. The ratio of women's to men's income varies across categories from a low of .496 for "no high school" to .731 for "some university". Women's relative position improves in moving upward from the lowest category to the second highest, then drops somewhat (to .652) for university graduates. In contrast, only a weak relation is found between education and men's job income, until the levels of 14 or more years' education and "university graduate" are reached. The tendency for

Table 1

Job Income by Education By Gender

Education	Mean (in $1 000)				Standard Deviation		Percentage Distribution		Number of cases	
	Women	Men	Difference	Ratio	Women	Men	Women	Men	Women	Men
No high school	9.5	19.1	9.6	.496	2.6	11.9	9	15	72	130
Some high school	10.9	20.0	9.0	.548	6.5	11.1	22	27	174	237
High School graduate	12.9	22.2	9.3	.580	4.9	12.7	26	19	200	167
Technical	14.8	21.2	6.2	.704	6.4	8.1	11	11	88	97
Some university	15.8	21.7	5.8	.731	7.6	10.8	21	14	162	121
University graduate	21.4	32.8	11.4	.652	10.6	20.4	11	15	84	137
0-7 years	9.8	16.4	6.7	.595	2.1	7.0	6	9	44	80
8-9 years	9.9	21.2	11.3	.467	6.0	14.0	8	12	63	109
10-11 years	11.6	19.8	8.2	.587	6.7	11.0	17	21	129	190
12-13 years	12.7	21.2	8.5	.598	5.2	10.8	36	26	284	228
14-15 years	15.3	25.3	10.0	.605	7.5	14.3	17	11	133	98
16 or more years	20.7	29.2	8.4	.711	9.4	18.2	16	21	128	185
Total	13.9	22.6	8.7	.615	7.5	12.1	100	100	780	890

less-educated men to be older and, hence, to have more work experience might account for the pattern observed. For women, job income increases fairly steady from the lowest category until university, then there is a rather large jump in income. Women with very little education have very low income levels, but poorly-educated men are much better off in comparison to their better-educated counterparts. The pattern is not so pronounced when years of education is considered.

If differences in education were in large measure responsible for the income gap, the ratio of women's to men's job income should be smaller within categories of education than for the entire sample, for which the ratio is .615. The ratio is higher than this value in three of six achievement categories, and lower in the other three. Thus differences in education do little to account for the gap. It may also be noted that women are more likely to have graduated from high school than men, but less likely to have graduated from university.

The data on work experience offer a more promising explanation of the wage gap. Women with less than five years experience earn an average of $12 400, rising to only $15 400 for 10 to 14 years experience, after which the change is small. For men, the increase is from $15 800 for less than five years to $27 200 for 15 to 19 years experience. That men make greater gains from work experience is shown by the gradual fall in the ratio of womens' to mens' mean income values from .784 to .542 between the first category, containing workers with less than five years experience, and the category for 20 to 25 years experience. Women are concentrated in the lower categories of experience: 44 per cent have less than 10 years;

Table 2

Job Income by Work Experience by Gender

Work Experience	Mean (in $1 000)				Standard Deviation		Percentage Distribution		Number of cases	
	Women	Men	Difference	Ratio	Women	Men	Women	Men	Women	Men
Experience in Years										
0-4	12.4	15.8	3.4	.784	7.5	6.7	23	16	182	138
5-9	13.7	20.4	6.7	.670	7.8	9.3	21	17	167	148
10-14	15.4	23.5	8.2	.653	7.3	14.9	17	12	131	103
15-19	15.4	27.2	11.8	.565	7.2	16.1	13	8	106	75
20-24	13.5	25.0	11.4	.542	7.3	13.5	10	9	77	83
25-29	14.3	25.7	11.4	.557	6.9	15.3	7	9	51	84
30-39	13.9	26.4	12.5	.528	8.1	17.2	6	17	45	153
40 or more	12.2	20.4	8.2	.599	5.3	12.4	3	12	22	105
Number of Interruptions										
None	13.7	22.9	9.5	.584	6.4	14.3	54	86	422	762
One	14.7	22.7	8.0	.647	9.1	10.6	25	8	194	76
Two or more	13.5	17.8	4.3	.758	7.8	8.6	21	6	165	51
Years of Interruptions										
None at all	13.7	22.9	9.5	.584	6.4	14.3	54	86	422	762
0-1	16.4	19.0	2.6	.862	12.2	7.1	8	5	62	42
2-3	14.4	21.5	7.1	.671	7.0	11.7	9	6	72	55
4-5	12.8	23.5	10.7	.544	6.7	10.0	6	3	49	25
6-9	12.5		—	—	7.0		10		75	
6 or more		16.0				7.3		1		5
10 or more	14.5		—	—	8.5		13		100	

40 per cent have 10 to 24 years, and 16 per cent have 25 or more years work experience; the corresponding percentages for men are 33, 29 and 38. However, the very weak relationship between experience and income for women means that they would make significant income gains only if their levels of and the rewards to work experience were to increase.

Nearly half of all women workers, 46 per cent, report one or more interruptions to their work experience but, remarkably, interruptions have no impact on their job income. Mean income values are actually slightly higher for women who have interrupted their work experience once (but the difference is not statistically significant). Women who report an interruption of one year or less also have slightly elevated income levels, suggesting that planned, short-term work interruptions (perhaps more likely among highly educated women taking time off at the birth of a child) have no negative effect on earnings. A minority of men (less than one-third of the proportion of women) experience two or more such interruptions or interrupt their careers for six or more years; they do apparently suffer as a result, but probably for reasons such as ill health, which are not the reasons why most women withdraw from the labour force.

Women do not make as great gains from past work experience as men. This suggests that two processes are at work: first, women make smaller gains in changing employers; and, second, women make smaller advances through promotions when they do not change employers. The data in Table 3 deal with the second process, and demonstrate that the ratio of women's to men's wages bears no systematic relationship to total experience with the present employer, or to experience in the job held at the time of

Table 3

Job Income by Seniority

Seniority in Years	Mean (in $1 000)				Standard Deviation		Percentage Distribution		Number of cases	
	Women	Men	Difference	Ratio	Women	Men	Women	Men	Women	Men
Seniority with Employer										
0	11.3	17.4	6.5	.650	5.4	9.8	16	11	122	100
1	11.7	19.2	7.5	.609	5.9	9.9	13	12	104	105
2	12.8	21.2	8.4	.604	5.5	13.6	13	8	102	73
3-4	14.5	19.9	5.4	.729	10.3	10.3	17	12	133	104
5-9	14.9	23.1	8.2	.647	6.6	12.1	21	23	163	202
10-19	16.6	25.7	9.1	.647	7.8	16.7	16	16	121	141
20 or more	15.5	26.8	11.3	.578	8.3	16.9	5	19	37	165
Seniority in Present Position with Employer										
0	12.0	19.3	7.3	.619	6.0	12.6	19	14	146	127
1	12.7	20.4	7.7	.623	6.3	9.8	17	16	130	138
2	13.8	22.4	8.7	.614	6.0	12.5	15	11	119	99
3-4	14.7	22.3	7.6	.659	10.0	12.7	18	14	142	121
5-9	15.4	24.3	8.9	.633	7.0	14.1	18	21	138	190
10-19	14.9	25.9	11.0	.577	8.0	19.1	11	13	84	114
20 or more	15.4	23.1	7.7	.665	9.0	13.5	3	11	21	100

the interview. There is a tendency for wages of both women and men to rise with experience, although not very steeply; so this cannot have a very large effect on wage differentials. Women are more likely to be hurt by an inability to make income gains in moving from one employer to another. The implication is that overall occupational segregation, which restricts women's opportunities, and general wage discrimination have a stronger impact on wage differentials than the tendency for internal labour markets within firms providing better opportunities for promotion to men.

The impact of experience on job income is responsible for some part of the income gap. On average, women have less job experience than men, and receive smaller rewards for that experience. A trend toward greater, and presumably longer, labour force participation by women will improve their position only if it is accompanied by changes in women's distribution among jobs, providing greater rewards for experience. Contrary to the human capital argument, education and experience explain only a small part of the gap between women's and men's income. There is no remarkable variation in the ratio of incomes across education and experience categories. A moderate decline in the overall income gap would be achieved by the combination of a woman having more experience and rewarding that experience. These findings cast doubt on the assumptions underlying human capital theory.

Education and experience, we should note, have been treated as homogeneous quantities in this discussion. It may be argued that different types of education are worth different amounts of income; years spent obtaining an engineering degree, for example, are worth more than years

spent obtaining a general arts degree. The link between education and occupation is much stronger for some types of training than others; occupations in which long experience continues to sharpen skills tend to strongly reward experience; but institutional factors, such as rewards for seniority in pay scales, also play an important role. The view taken in this paper--and generally accepted in past research--is that differentials in education and experience which can be linked directly to their occupational roles, should also be attributed to occupations. Differences in the quality of schooling, due to variation among schools and post-secondary institutions, are another matter, which is not pursued here.

b) Part-time and Full-time Work

Thirteen per cent of the women in the survey are employed for less than 20 hours per week, and another 12 per cent work less than 29 hours, for a total of one-quarter of the sample (see Table 4). By contrast, only five per cent of the 890 men are employed for less than 30 hours per week. The overrepresentation of women in part-time jobs makes a significant contribution to wage differentials. After adjusting to income rates for 40 hour weeks, the average annual income of jobs involving less than 20 hours per week is only $10 400 for women and $11 300 for men; for 20 to 29 hour jobs the corresponding values are $12 000 and $19 000; and for jobs 30 or more hour a week jobs, the average rises to about $15 000 for women and $24 000 for men. Once the 30 hour point is reached, hours of work exert little influence on job income, except for a curious drop for the 40-44 hour group. This small decline likely reflects the fact that most highly-paid workers now work for somewhat less than the

Table 4

Job Income by Hours of Work Per Week by Gender

Hours of Work Per Week	Mean (in $1 000)				Standard Deviation		Percentage Distribution		Number of cases	
	Women	Men	Difference	Ratio	Women	Men	Women	Men	Women	Men
0-19	10.4	11.3	.9	.920	7.4	7.6	13	2	100	14
20-29	12.0	19.0	7.0	.634	7.0	16.2	12	3	93	23
30-34	14.5	23.7	9.3	.609	11.9	18.0	7	3	51	29
35-39	15.4	24.4	9.0	.631	5.9	11.9	30	18	236	162
40-44	13.9	20.3	6.4	.684	6.8	10.7	27	43	212	384
45-49	16.7	24.3	7.6	.688	6.6	9.1	4	9	27	79
50 or more	14.8	25.5	10.7	.582	9.6	19.0	7	22	57	191
Varies	15.1	34.0	19.9	.446	3.9	23.8	1	1	5	7

traditional standard of five eight-hour days. It is interesting to note that individuals employed for more than 45 hours per week gain no income for doing so. They probably include a combination of small businesspersons who have to "mind the store", professionals who take work home, and hourly-rated employees putting in mandatory or voluntary overtime.

Part-time work has a devastating effect on men's income, but a much smaller effect for women. In the under-20-hour category there is little difference between the mean incomes of women and men; the gap grows to $7 000 in the 20 to 29 hour category; and then to an average around $9 000 for 30 or more hours. The implication is that women's part-time jobs are fairly similar to their full-time jobs, but part-time work appears to remove men from the male mainstream. Thus, the larger structural factors responsible for women's low wages make part-time jobs less of a disadvantage for them than it is for men.

c) Business Ownership, Firm Size, and Unionization

Table 5 shows the impact of business ownership, private versus public employment, and unionization on income. The categories for business owners include both part and sole owners of business, in addition to the self-employed with no employees. Women business owners are much worse off than their male counterparts: proportionally and absolutely, the difference is greater than the gap between female and male employed workers. The number of cases in some of these categories is very small, and a separate survey of the self-employed and business owners or a much larger representative survey would be required to provide an adequate

Table 5

Job Income by Ownership and Employer Size and Union Membership

Ownership/Size of Employer and Union Membership	Mean (in $1 000)				Standard Deviation		Percentage Distribution		Number of cases	
	Women	Men	Difference	Ratio	Women	Men	Women	Men	Women	Men
Owner or part owner of a business (including self-employerd)										
0-4 employees	11.1	23.3	12.2	.475	13.5	17.5	6	13	45	112
5-29 employees	16.7	33.0	16.3	.505	11.0	18.4	3	4	21	34
30 or more employees	10.4	57.7	47.3	.180	10.7	34.3	1	2	7	16
Private Employer										
0-4 employees	9.6	13.9	4.3	.692	6.2	4.7	8	8	59	68
5-29 employees	10.6	16.7	6.1	.633	4.7	7.2	16	13	123	113
30-199 employees	12.8	20.7	7.9	.617	5.5	10.1	22	18	169	162
200 or more employees	14.4	25.1	6.3	.694	6.3	13.5	19	21	147	189
Government Employee	18.0	23.0	5.0	.784	6.8	8.2	27	22	209	196
Not in union	12.7	22.8	10.1	.555	7.7	16.0	71	67	556	597
Union member	16.9	22.1	5.2	.765	5.8	7.6	29	33	224	293

analysis. Still, it is apparent that the concentration of business ownership in the hands of men, especially large businesses, accounts for part of the wage gap.

For the employees of private businesses, size of employer also has a very large effect on the wages of employed persons. Firms with fewer than five employees pay women an average of only $9 600 per year, while men receive $13 900; firms with 200 or more employees pay women an average of $14 400 per year, while men receive $25 100. Proportionately, women are slightly better off, compared to men, in the smallest and largest employer size categories. The distributions of women and men among employers of different sizes are fairly similar. Women are somewhat more likely than men to be employed by government, and women government employees are well-off compared to women who are self-employed or employed in the private sector. They earn an average of $18 000 per year, or 78 per cent of the male average of $23 000. It may be that the occupational structure of government employment works to the advantage of women, or that governments have done more to equalize the positions of men and women.

The unionization data are also interesting: women in trade unions earn an average of $16 900 per year, compared to $12 700 for the non-unionized; men in unions average $22 100 per year, which is not significantly different from the $22 800 earned by non-members. Women appear to gain more from unionization than men, but until statistical controls are added (later in this paper), the effect cannot be properly evaluated. Trade union members are in different kinds of occupations than non-members, and there may also be important differences in levels of

education, work experience, and other variables. Until controls for these variables are supplied, we cannot reach a firm conclusion about the effect of unionization.

d) Occupational and Industrial Effects

Men and women are far from uniformly distributed across occupations and industries. Since wage levels vary markedly across occupations and industries, gender segregation may be responsible for a part of the wage differentials. Past attempts to make quantitative estimates of the impact of this segregation have floundered on a methodological difficulty. Short of working with decennial census data, a comparison of occupations or industries has been seen to require their categorization into a small number of homogeneous groups. It is not obvious how to do this. On the side of industry, many attempts have been made to divide advanced economies into just two sectors: core and periphery. Unfortunately, no simple dichotomy does this very effectively, because many industries have some combination of characteristics which makes them difficult to classify.[11] Banking, for example, is a highly concentrated and profitable industry, but its labour force is not particularly well paid (as should be the case for "core" employers). Similar problems arise with respect to the classification of occupations.

For our purposes, however, the general classification problem may be bypassed. The more important point is that some occupations and industries are characterized by high wages, and some by low wages. If it were possible to determine the average wage values of each occupation and industry, they could simply be correlated with individual wage values from

a sample survey to determine the effects of occupation and industry on wages. It may seem tautological that average wages in occupations and the wages of individuals in those occupations would be related, but the magnitude of the correlation need not be very large. Marked variation in job income within occupations and industries results from differences between union members and non-members, among employers of different size, among individuals with different levels of education and experience, etc.

This leaves the problem of obtaining the average values. Occupational data are available only in the decennial census, and the 1981 results will not be available for some time. So mean wage values were taken from the 1971 census, which relate to annual earnings for the year 1970.[12] To the extent the relative standing of occupations has changed in the past 11 years, the observed relation between occupational wage levels and our individual data will be attenuated. The survey of large firms, conducted by Statistics Canada, provides up-to-date information on industrial wage levels for most industries. Wage levels in government were taken from the separate publications dealing with the three levels of government.[13] For the remaining industries, which included farming, fishing, education and medical services, estimates were made from the 1971 census.[14]

An assessment of the effects of these variables is mostly left to the regression analysis following this section, but some general comments are in order. The correlation between our 1981 individual wage values and the 1970 occupational averages is very strong, .54. Fully 30 per cent of the variance in job income can be traced directly to the occupational

wage structure, despite the variation among the individuals in each of the approximately 500 census occupational categories. Our measure of the percentage of women in an occupation correlates -.46 with the average wage in the occupation, and -.31 with the individual wage levels. Women are thus more likely to be in low-paying occupations, and this factor explains a considerable part of the wage gap. A third variable was formed by taking the difference between the average wage in an occupation, and the average for men or for women, as measured in the 1971 census--for the male and female respondents to our survey, respectively.[15] The inclusion of this variable in the regression shows how much of the effect of occupation is due to overall income differences among occupations, and how much is due to differences between women's and men's wages within occupations. In the extreme, occupations could all have equal average wage levels, while women and men within each occupation earned very different amounts. Both the overall differentiation among occupations, and the differences in the mean values for men and women within occupations, are measured in the regression.

Not as strong a relation is found between industrial averages and individual wages as for occupation, but the correlation coefficient of .27 is still large. Average wages in an industry and the proportion of women are correlated -.41; the correlation between individual wages and per cent of women in their industry is also negative, -.14. So the concentration of women in low-paying industries accounts for a significant part of the wage gap.

An indication of the very large impact of occupational segregation and the occupational wage structure may be obtained by assigning to sample respondents the average incomes for their occupations (in place of their own incomes). This eliminates the impact of individual characteristics, such as education and experience, except to the extent that occupations as a whole are differentiated in those respects. The resulting difference in the average wages of women and men is $7 200, or just over 80 per cent of the total observed difference between individual income values for the entire sample. The corresponding figure based on mean incomes for industries is $2 700, so industrial segregation and wage structures are not nearly as large a cause of income differences between women and men.

e) Authority Relations in the Workplace

Data in Table 6 have a bearing on three aspects of authority: participation in planning the future activities of the organization, supervisory responsibilities, and closeness of supervision.[16] The various measures demonstrate a remarkably uniform tendency: women receive fewer rewards, relative to men, as their responsibility increases. For example, women who supervise no one else are paid an average of $12 800 per year, compared to $18 800 for men; in comparison, women who supervise between two and nine employees gain about $2 700, while men gain an average of about $5 000. The tendency is for the absolute and proportional gaps between men and women to increase. The gender difference in income averages $6 000 per year for workers who take part in no planning activity, compared to $11 400 for those who do. Women are less likely than men to participate in planning (33 per cent do so, versus 45 per cent for men) and to have any

Table 6

Job Income by Variables Describing Authority in the Workplace

Planning, Supervision	Mean (in $1 000)				Standard Deviation		Percentage Distribution		Number of cases	
	Women	Men	Difference	Ratio	Women	Men	Women	Men	Women	Men
Participate in Planning										
No	13.1	19.1	6.0	.686	6.1	8.3	67	55	525	491
Yes	15.5	26.9	11.4	.577	9.5	17.5	33	45	256	399
Number of Workers Supervised										
None	12.8	18.8	6.0	.679	7.2	10.8	59	47	461	421
1	12.8	23.4	10.6	.546	6.7	11.0	7	6	52	51
2	15.3	22.3	7.0	.687	6.1	10.4	8	7	62	66
3-4	15.7	23.9	8.2	.657	8.0	14.1	9	11	68	100
5-9	15.2	24.8	9.5	.615	7.8	11.4	11	13	84	111
10-19	16.9	25.9	9.0	.692	8.8	13.4	3	9	26	76
20 or more	19.8	36.8	17.0	.539	7.3	24.5	4	7	28	65
Proportion of Time Supervising Others										
None	12.7	18.8	6.1	.678	7.2	10.7	59	47	457	414
Less than one-quarter	14.8	23.7	8.9	.746	8.4	11.3	13	14	99	122
About one-quarter	15.5	23.6	8.1	.657	7.5	15.1	11	15	87	136
About one-half	17.0	27.7	10.7	.613	6.2	14.4	8	10	63	86
About three-quarters	15.6	33.5	17.9	.465	7.5	25.3	4	5	33	41
More than three-quarters	15.0	27.2	12.2	.549	7.2	13.4	5	10	42	91
Number of Times Supervised										
Several times a day	11.6	17.8	6.2	.654	5.0	6.2	8	9	64	84
Once or twice a day	13.0	19.1	6.0	.684	4.8	6.9	12	14	94	125
2-3 times per week	12.2	19.3	7.1	.632	5.1	7.4	6	7	49	62
Less often	14.9	23.3	8.4	.641	6.9	11.6	52	41	402	368
Have no supervisor	13.2	25.8	12.5	.514	10.4	20.0	22	28	172	250

supervisory responsibility (41 per cent have some, versus 53 per cent of men). These differences are relatively small and reflect the complex hierarchy in the modern workplace. There is no doubt an analysis of higher level managerial positions would reveal much larger discrepancies between women and men, both in the proportion of women in those positions and in levels of income.

The pattern demonstrated here is very similar to what was observed for work experience. Women are less likely to be placed in positions of authority, and the women who are in authority receive far less in the way of benefits for the added responsibility. Simply moving more women into positions of authority would have remarkably little impact on the overall gap between the sexes. The rewards for positions of authority probably vary across employers. These data do not show that women and men with the same supervisory authority in the same firms are paid differently. Instead, it is likely that the largest part of this effect is due to differences in the wage structure of employers; women are likely to hold supervisory positions in firms where supervision is poorly rewarded.

Regression Analysis of All the Factors Simultaneously

The first regression analysis makes the important assumption that the impact of each variable on job income is assumed to be its average for the entire sample, combining all women and men. It then provides estimates of the impact on the wage differential of equalizing the distribution of each of the independent variables. The second regression then tests the validity of the assumption that men's and women's incomes are affected equally by each variable. In statistical terminology, this involves

testing the significance of interactions between gender and the other independent variables, including education, experience, occupation, and so on. Tables 1 to 6 suggest that the incomes of men and women differ in respect to the impact of part-time work, work experience, and supervisory responsibilities. Including statistical controls for other variables may decrease these interaction effects, but it is also possible new ones will appear. Interactions between part-time work and other variables will also be examined to gain further insights into the experience of the relatively large proportion of women part-time workers.

Table 7 gives the results of the metric analysis of income; the coefficients may be read simply as dollar values. Table 8 contains the results of the semi-log regression analysis; the coefficients given in the six columns starting at the left are multipliers (obtained by raising the number ten to the power given by the actual regression coefficients). Values greater than one should be read as indicating that larger values of an independent variable would raise the income level, and values below one indicate the opposite. As noted in the introduction to these data, the two regression specifications provide complementary views of the process of income determination. Multiplying the appropriate regression coefficient times the difference between the mean values for women and men yields an estimate of the contribution variable to the wage gap is obtained. These values are shown in the two right hand columns of Table 7.

a. Main Effects

The simplest measure of the success of this enterprise, so far as it involves determining what is responsible for the wage differentials between women and men, is given by examining the wage gap remaining when all variables are controlled. Again, note that we assume women and men have equal levels of education and experience, are uniformly distributed over occupations and industries, and so on. We have seen that women in 1981 earn an average of $8 700 per year less than men. The gap is reduced to only $2 800 (see the coefficient for gender of -2.8 in the first row of Table 7) when all the variables in the regression are held constant. About two-thirds of the difference in job income would be eliminated by equalizing both the characteristics of women and men and their abilities to convert those characteristics into income. The $2 800 figure assumes, for example, that women and men have equal amounts of job experience and that the rewards for each additional year of experience (now very unequal, see Table 2) are the same for women and men. What of the remaining $2 800 which "survives" controls for all the independent variables? It is sometimes labelled the estimate of "pure discrimination", the assumption being that it represents the effect of discrimination against women in that it has no "rational" cause in the characteristics of individuals. The problem with this conclusion is that discrimination clearly causes some of the differences in the variables that are held constant; the occupational distribution of women, for example, reflects on a variety of institutions, including schools, and on the personnel policies of employers who channel women into a restricted range of low-paying occupations.

Table 7

Metric Regression of Job Income on All Variables

	Regression Including Gender and Each Group of Variables Separately (Values are Regression Coefficients for Income Measured in Thousands of Dollars)					Regression including all variables				Difference Between Means of Women and Men
	Human Capital	Hours of Work	Ownership & Union	Occupation & Industry	Authority Relations	Regr. Coeff.	Std. Error	t Ratio	Regr. Coeff. X Mean Diff.	
Gender (diff. of means =8.7)	-7.1*	-7.8*	-7.7*	-4.1*	-7.7*	-2.8*	1.1	-2.61		
Human Capital Variables										
Education in years	.67					.33*	.11	2.98	-.1	-.2
High school graduation	.9*					.3	.6	.42	.0	.097
University Degree	6.6					3.6*	.8	4.20	-.2	.045
Experience in years	.20*					.08*	.03	3.12	-.6	-6.8
Experience squared (measured from mean)	-.010*					-.007*	.001	-5.89	.6	-87.3
Seniority with employer										
In same job	.13*					.12*	.03	3.32	-.2	-1.3
In other job	.41*					.26*	.05	5.34	-.7	-2.7
Withdrawals from Labour Force										
One	.3					-.4	1.0	-.40	-.1	.247
Two or more	-.5					-.4	1.0	-.38	-.1	.211
Number of years out	-.06					.11	.08	1.47	.3	2.90
Hours of Work per Week (compared to 30 or more)										
1-19		-5.7*				-4.9*	1.0	-4.87	-.5	.112
20-29		-3.2*				-1.5*	.9	-1.60	-.1	.092

Table 7 (continued)

Metric Regression of Job Income on All Variables

	Regression Including Gender and Each Group of Variables Separately (Values are Regression Coefficients for Income Measured in Thousands of Dollars)					Regression including all variables				Difference Between Means of Women and Men
	Human Capital	Hours of Work	Ownership & Union	Occupation & Industry	Authority Relations	Regr. Coeff.	Std. Error	t Ratio	Regr. Coeff. X Mean Diff.	
Ownership/Number Employed (compared to workers in firms with 200+ employees)										
Business owners										
Less than 5 employees			-1.7			1.8	1.0	1.76	-.1	-.068
5-29 employees			6.4*			4.9*	1.4	3.63	-.1	-.012
30 or more employees			23.6*			17.7*	2.0	9.04	-.2	-.009
Employed										
Less than 5 in firm			8.5*			-3.3*	1.0	-3.44	.0	.000
5-29 employees			-6.3*			-2.2*	.8	-2.90	-.1	.030
30-199 employees			-3.8*			-1.5*	.8	-1.96	-.1	.037
Employed by government			.8			-1.1	.7	-1.67	-.1	.047
Union Membership			- .5			1.6*	.6	2.75	-.1	-.042
Occupation										
Average pay				.517*		.309*	.026	12.02	-2.2	-7.2
Difference between average pay and mean for R's gender				.20+		.14	.08	1.71	- .7	-5.2
Proportion women in occ.				2.1		.02	1.4	.02	.0	.466
Industry										
Average pay				.208*		.184*	.051	3.60	-.5	-2.7
Proportion women in ind.				-1.1		-1.6	1.4	-1.09	-.3	.195

Table 7 (continued)

Metric Regression of Job Income on All Variables

	Regression Including Gender and Each Group of Variables Separately (Values are Regression Coefficients for Income Measured in Thousands of Dollars)					Regression including all variables				Difference Between Means of Women and Men
	Human Capital	Hours of Work	Ownership & Union	Occupation & Industry	Authority Relations	Regr. Coeff.	Std. Error	t Ratio	Regr. Coeff. X Mean Diff.	
Authority Relations										
Supervision of others					2.3*	.9	.6	1.41	-.1	-.120
Do any supervision					-.16	-1.0	1.1	-.89	-.1	-.071
Proportion of time					.19*	.09*	.02	4.82	-.2	-2.5
Number supervised					3.3*	1.0	.6	1.64	-.1	-.120
Do any planning										
Frequency supervised					-.6	-.4	.9	-.51	.0	-.013
Several times a day					2.4*	.5	.6	.84	.0	.043
No supervisor										
Regression constant	9.0*	22.8*	24.0*	6.6*	17.1	4.1	1.8	2.26		
R^2 (gender only = .118)	.316	.133	.251	.349	.243	.497				

+Significantly different from zero at .05.
*Significant at .01.

Table 8

Semi-Log Regression of Job Income on All Variables

	Regression Including Gender and Each Group of Variables Separately (Values are Multipliers Showing the Effect of a One Unit Increase in the Independent Variable)					Regression Including All Variables			
	Human Capital	Hours of Work	Ownership & Union	Occupation & Industry	Authority Relations	Multiplier	Regr. Coeff.	Std. Error	t Ratio
Gender (ratio of means =.615)	.662*	.677*	.616	.733	.642	.802*	.096	.023	-4.14
Human Capital Variables									
Education in years	1.0323*					1.0153*	.0066	.0024	2.74
High school graduation	1.100+					1.064	.027	.014	1.94
University Degree	1.260*					1.100*	.042	.018	2.27
Experience in years	1.0100*					1.0054*	.0024	.006	4.21
Experience squared (measured from mean)	.99944*					.99965*	-.00015	.00003	-5.79
Seniority with employer									
In same job	1.0035*					1.0034	.0015	.0008	1.89
In other job	1.0177*					1.0079*	.0034	.0011	3.24
Withdrawals from Labour Force									
One	1.007					1.023	.010	.021	.47
Two or more	.944					1.004	.002	.022	.08
Number of years out	.9936					1.0053	.0023	.0017	1.38
Hours of Work per Week (compared to 30 or more)									
1-19		.552*				.612*	-.213	.021	-9.91
20-29		.726				.797*	-.099	.020	-4.95

Table 8 (continued)

Semi-Log Regression of Job Income on All Variables

	Regression Including Gender and Each Group of Variables Separately (Values are Multipliers Showing the Effect of a One Unit Increase in the Independent Variable)					Regression Including All Variables			
	Human Capital	Hours of Work	Ownership & Union	Occupation & Industry	Authority Relations	Multiplier	Regr. Coeff.	Std. Error	t Ratio
Ownership/Number Employed (compared to workers in firms with 200+ employees)									
Business owners									
Less than 5 employees			.745*			.905	-.044	.022	1.94
5-29 employees			1.250*			1.164+	.061*	.029	2.25
30 or more employees			1.573*			1.262+	.101*	.042	2.40
Employed									
Less than 5 in firm			.620*			.807+	-.093	.021	-4.47
5-29 employees			.720*			.862+	-.065	.016	-3.92
30-199 employees			.830*			.912+	-.040	.016	-2.49
Employed by government			1.078			.971	-.013	.014	-.89
Union Membership			1.063			1.156*	.063	.013	4.88
Occupation									
Average pay				1.0204*		1.0120*	.0052	.00054	9.46
Difference between average pay and mean for R's gender				1.0064		1.0047	.0020	.0018	1.15
Proportion women in occ.				1.101		.985	-.006	.029	-.23
Industry									
Average pay				1.0255*		1.0176+	.0079	.0011	2.49
Proportion women in ind.				1.149		1.034*	.015	.031	4.88

Table 8 (continued)

Semi-Log Regression of Job Income on All Variables

	Regression Including Gender and Each Group of Variables Separately (Values are Multipliers Showing the Effect of a One Unit Increase in the Independent Variable)					Regression Including All Variables			
	Human Capital	Hours of Work	Ownership & Union	Occupation & Industry	Authority Relations	Multiplier	Regr. Coeff.	Std. Error	t Ratio
Authority Relations									
Supervision of others									
Do any supervision					1.206*	1.093	.039*	.014	2.83
Proportion of time					1.030	.979	-.009	.023	-.41
Number supervised					1.0063*	1.0017	.00075	.00040	1.89
Do any planning					1.059	1.059+	.025	.013	1.97
Frequency supervised									
Several times a day					.946	.964	-.016	.019	-.86
No supervisor					1.058	1.027	.012	.013	.93
Regression constant (log)	1.017*	1.298*	1.327*	.849*	1.201*	—	.847	.039	21.77
R^2 (gender only = .150)	.321	.210	.270	.354	.232	.504			

+Significantly different from zero at .05.
*Significant at .01.

Turning to the semi-log regression Table 8, we obtain values for multipliers that give the ratio between womens' and mens' job incomes, as well as measures of the effects of the various other variables. The ratio of mean women's to men's wages is .615 when no other variables are taken into account, compared to .802 (first row, Table 8) with all variables held constant; so about half the income gap between women and men is thus removed. This result appears contrary to our previous finding, from the metric regression above, that two-thirds of the income gap would be removed by equalizing characteristics and returns. The larger "pure discrimination" effect obtained in the semi-log regression reflects the rescaling of income, and hence the different assumptions of the two models, so it cannot be reduced to a choice of which estimate is right. The overall predictive abilities of the two models--that is, the extent to which the independent variables provide accurate estimates of the value of job income--are almost identical. The metric and semi-log models explain .497 and .504 of the variance in income respectively.

Equalizing only education, experience, seniority, and labour force withdrawals decreases the income differential from $8 700 to $7 100 and increases the ratio of women's to men's income from .615 to .662. The first column in Table 7 shows the impact of these variables without controls for the other four factors. The column of figures opposite shows their impact, accounting for all factors. Each year of education raises income an average of $670 per year (the coefficient is .67 thousand or $670), but the net effect is reduced to $330 per year (that is, .33 thousand), with all other variables entered. The difference between these two values reflects the fact that when occupation, industry, unionization

and all the other variables are added to the regression, part of the impact of education turns out to be due to these other factors. The semi-log regression shows each year of education multiplies earnings by a factor of 1.0323 (or 3.23 per cent, compounded, per year) with experience held constant, by 1.0153 (or 1.5 per cent, compounded) with all variables held constant (see row 2, Table 8). Above and beyond the impact of the additional years of schooling involved, a university degree raises average income by $6 600 controlling for experience, seniority and labour force withdrawal, by $3 600 with all variables held constant. Total years of work experience, seniority with the current employer in a job different from the one held at the time of the interview, and seniority in the same job with the current employer add, respectively, $80, $260 and $120 per year to job income, with all variables controlled. Considering that employment with the current employer counts twice in this equation (both in the total experience variable and the seniority variables), it is clear that experience with the same employer and promotions play an important role in income determination. As noted earlier (and we will test it again below), women appear to gain less from experience with previous and present employers, which could be an important focus for remedial action.

The negative coefficient for the square of experience is simply evidence of the well-known pattern of declining income in the oldest age groups. Withdrawal from the labour force has no statistically significant impact on income when other factors are controlled, a predictable result given its demonstrated lack of influence (in Table 2 above) where no other variables were considered. The semi-log regression gives much the same results—except that it yields larger effects for total years of work

experience relative to seniority with the current employer, and for seniority with the current employer and in a previous job relative to seniority in the current job--as compared to the results reported above.

The fact that women are employed in part-time work more frequently than men accounts for about $900 of the total gender differential of $8 700 per year. Because the impact of part-time employment is largely at the low-end of the income scale, the semi-log regression gives a somewhat larger value for the gain to be made; women's mean income would rise from .615 to .677 of men's, or by almost $1 750. In this case, the earlier $900 estimate from the metric regression appears more reasonable. Workers employed less than 20 hours per week are worse off by an average of $5 700 per year, and workers employed 20 to 29 hours per week are $3 200 per year worse off than people employed 30 or more hours per week. These two values fall to $4 900 and $1 500 with other factors held constant. Thus the low incomes of people working less than 20 hours per week largely reflect that part-time status itself; but for workers in the 20-29 hours category, their education, experience, occupations, gender, etc. account for half the wage deficit.

The impact of equalizing business ownership, employer size, and unionization would be to increase women's wages by $1 000, from metric equation. Virtually no effect is predicted from the semi-log equation, because it de-emphasizes the influence of the small number of high-income values found among the owners of larger businesses. Beyond women's lower probability of being business proprietors, the distribution of men and

women does not vary markedly as a function of size of employer. The comparison group for these figures is workers in private firms with 200 or more employees. Employers of less than five workers and government employees do as well as the comparison group, approximately. Employers of five to 29 workers, and of 30 or more workers are, respectively, $6 400 and $23 600 better off; while employees of private firms with less than five, five to 29, and 30 to 199 workers are, respectively, $8 500, $6 300, and $3 800 worse off. When the other variables are held constant, these differences are considerably reduced, suggesting, for example, that the low wages paid by very small employers largely reflect the occupations and other characteristics of the workers they hire. The only figures unaffected are those dealing with employers--whose larger incomes do not reflect their own individual characteristics but the fact that they employ others. In total, the distribution among these categories accounts for about $700 of the income gap.

On average, union members are an insignificant (that is, the value could actually be zero) $500 per year worse off than non-unionists. However, when all other things are made equal, trade unionists are found to be an average of $1 600 better off than their otherwise identical non-union counterparts. The semi-log regression gives a somewhat larger estimate: union members wages are 6.3 per cent higher than otherwise identical non-union workers.

By far the largest proportion of the difference in women's and men's income is due to differences in their occupational and industrial distributions. Differences in the averages of occupational and industrial

variables account for $4 600 of the total gender differential of $8 700! This effect is almost entirely due to occupational and industrial wage differences. Beyond the impact of these averages, the percentage of women employed in an occupation or industry and the difference between women's and men's wages within an occupation have no statistically significant effect on wages. Controlling all other factors, each thousand dollars of average income in an occupation raises an individual's yearly income by $309, or, alternatively (from the semi-log regression) multiplies it by 1.20 per cent; each thousand dollars of average income in an industry produces effects of $184, or 1.76 per cent.[17] Women's lower wages primarily reflect their work in low wage occupations and industries. Furthermore, the difference between the average wage in an occupation and the wage for a person's own gender also has no impact! Of course, there is a tendency for low wages to be accompanied by large proportions of women workers, but this regression shows that it is wage differences between occupations and industries which are central.

Another way to examine these effects is provided by the two columns on the right of Table 7. With all other factors held constant, the occupational wage distribution accounts for $2 200 of the gap between women and men. Differences in the average wages of women and men in the same occupations account for a further $700, and industrial wage differences for $500. Together these variables are the largest overall source of gender income differences.

Finally, consider the impact of authority relations. Equalizing the position of women and men in areas such as supervisory responsibilities, planning, and closeness of supervision would subtract about $1 000

from the present wage differential, if done alone. Except for a small effect of $90 per worker supervised, these measures of authority relations exert no statistically significant effect on job income when other variables are held constant. The semi-log regression predicts a 3.9 per cent decline in the wage differential if the differences in the authority of women and men were removed, the coefficients suggest that doing any supervision, above and beyond the increase for each additional person supervised, has a small effect on job income.

b) Interactions of Gender and the Other Variables

As noted above, the previous estimates of the impact of the various factors on women's job income depend on the assumption that the factors exert equal effects on women's and men's wages. The earlier tabular analysis suggests this assumption is not always true: experience seemed to be worth more to men than to women; women appeared to obtain greater benefits from unionization; etc. Those observations were, however, made without statistical controls for other variables which are possible in the regression. We therefore return to the issue and search for "interaction effects"; that is, instances when the effects of other variables on job incomes are not the same for women and men.

The metric regression turned up seven variables with significant interactions, but they raise the overall ability to predict income by only about one per cent. First, the percentage of women in an industry raises women's wages, but lowers men's. In other words, working in an industry in which a worker's own gender predominates adds to her or his wages. Women and men in non-traditional industries are both punished, by about $500 per

year, for each 10 per cent change in the proportion of women or men in the industry. This is a remarkable finding, and it serves, once again, to emphasize the point that women's employment in low wage occupations and industries significantly lowers their income. Still, moves to new industries with higher average wages might still produce net gains for women moving from low wage industries.

The second result relates to places of work. Compared to the reference group of employees of firms with 200 or more employees, male government employees--with otherwise identical characteristics--are an average of $2 500 worse off, but women are $1 200 better off. This confirms the suggestion found earlier in the data that women in government employment are relatively better off, compared to men, than women who are employed in private firms or who are in business themselves. It is also found, again controlling for other variables, that women in firms with less than 30 employees earn about as much as the employees of large firms, but men in small business earn about $4 000 less than their counterparts employed by large firms. It can be said that men who work for large firms are able to make substantial wage gains as a result, but women are unable to do so. This finding relates to our earlier observation that the relation between size of firm and average pay is less than perfect. Some large and powerful firms provide substantial pay benefits to their employees, presumably as a result of their market position, but in other industries, the large employers provide no such benefit.

In addition, three other effects are found. Women encounter a smaller decline in earnings at high levels of experience (as measured by the term for the square of experience, computed from the mean). This reflects our earlier finding that women receive smaller benefits from experience after the first 20 years of total experience. Men are also found to make wage gains from supervising others (an average of $120 per year per worker supervised), but women make no gains at all; men who do any supervision receive an average of $2 400 per year more than men who do no supervision, compared to no increase for women.

The metric regression shows some additional interaction effects, although, again, the total explained variance does not increase much. Women's income is more strongly correlated with average wages in their occupations than men's. This suggests that men are less subject to constraints on their income resulting from the presence of labour markets for skills identified with particular occupations. To put the matter another way, women in low-paying occupations are much less likely than men to escape the depressed income level of the occupation. On the other hand, women in high-paying occupations have greater chances of obtaining the benefits from high wage occupations than men.

Because women are frequently in part-time jobs, a series of tests was also made to determine whether those jobs might provide a smaller return for certain amounts of education and experience, beyond the tendency described above for such part-time jobs to pay workers less in general. No such effects were found in the metric regression, but the semi-log regres-

sion turned up two small effects. Part-time workers suffered a greater decline in wages at very high levels of experience (again measured with the square term), so older, part-time workers are relatively worse-off than those in younger age categories. The other, somewhat mystifying, finding is that part-time workers employed for less than 20 hours per week are better off than otherwise expected, if they have graduated from high school.

The magnitudes of these effects are not large enough to affect the conclusions emerging from the regressions reported above. By and large the deficits women suffer are not the result of women and men receiving differential rewards for particular attributes. Rather, differences in the occupational distribution, in levels of experience and seniority with employers, and the effect of "pure discrimination" (which is a constant) are suffered by women regardless of their personal characteristics.

Conclusions and Policy Implications

Each of the five factors considered in this analysis has some impact on the income differential between employed women and men, and each provides the basis for social policies that might improve the position of women. Just as some of the sources of the differential are larger than others, some policies are likely to be more successful than others. It is useful to start with the "unexplained" residual.

About $2 800 of the differential could not be assigned to any measured variable. It is possible that this figure would be diminished, somewhat, by the addition of new variables to the regression or by more

precise measurement of the ones already used. The 1981 census, for example, will provide much better estimates of differentials among occupations than the 1971 figures on which we had to rely. Past research, however, provides little grounds for optimism that the remaining differential of 15 to 20 per cent can be explained by other or better measured variables. This remainder is large and it could presumably be lowered by policies that aim simply at providing men and women with equal treatment. The dilemma is that equal pay policies have already been legislated. Thus one implication of this analysis is that the enforcement of equal pay policies is at present ineffective. Given the persistence, undiminished in the past 20 years, of very large wage differentials it is not surprising that many advocates of equality now argue that equal pay policies are futile, and that only affirmative action programs will significantly improve the position of women.

Education, experience, and seniority do not, by themselves, explain the difference in income. Significant, however, is the evidence that women gain less than men from additional experience. This finding supports the argument, by "internal labour market" theorists, that promotion policies within firms discriminate against women by placing women's jobs outside the promotional ladders. Attempts to alter employers' promotion policies could produce some gains for women. Increases in the total amount of women's work experience require greater and more continuous labour force participation, which in turn requires maternity and paternity policies, and improvements in child care arrangements.

Part-time workers are paid less than their full-time counterparts, but women who work part-time are subject to smaller "losses" than men. The question, then, is whether part-time workers' lower wages really reflect their lower productivity, or is it a lack of bargaining power in the marketplace? Policies to deal with part-time work will require further exploration of rates of pay, and an exmination of why a person chooses part-time employment. Factors such as the availability of child-care and other household responsibilities are likely to play an important role.

Business proprietors--especially of larger businesses--have high incomes, so policies encouraging entrepreneurship among women would increase their average income, somewhat. Increased trade union membership among women would moderately increase their incomes. Larger firms generally offer higher rates of pay to men, but not to women. Government employment is an advantage to women, but not to men, controlling a whole variety of individual characteristics. Since this difference is found after the application of statistical controls for occupation, human capital, and other variables, these data suggest that government employers are much more seriously concerned than private industry with changing the position of women. Private sector employers thus constitute a significant impediment to the elimination of wage differentials.

By far the largest factor in explaining women's low wages is their concentration in low-wage occupations. Occupational choices reflect a combination of the socialization and educational experience of individuals, training provided by employers and constraints imposed by the economy's demands for a specific mixture of occupations. Teachers and electricians require specific training and certification, but some other

occupations are learned entirely on the job, or have more general requirements, such as might be provided by a general university degree. Changes in the personnel and on-the-job training policies of employers would have some effect, as would programs to encourage women to undertake training in non-traditional occupations.

The task of decreasing the large effect of occupational distributions on wage differentials is frequently assigned entirely to policies designed to alter these distributions. In fact, we would be far less concerned with occupational differentiation if it were not for the existence of very large pay differences among occupations. Pay rates in occupations reflect not only their demands, responsibilities, and required training, but also the relative power of the various occupational groups. Furthermore, the rewards for different levels of skill and training are also "politically" determined. Occupational structures with large pay differentials tend to be accompanied by power arrangements and institutions that channel racial and ethnic minorities, as well as women, into low-paying jobs. It is likely that the entry of women into occupations which had been previously male dominated, such as the "feminization" of clerical work in industrialized western nations in the twentieth century, leads to a decline in the relative standing of those occupations. Social policies directed to equalizing pay rates of occupations would not only serve to improve the position of women, they would aid other minorities and remove a mechanism which has served historically to discriminate against groups with few resources or little political influence.

Similarly, industry wage differentials are embedded in the economic structure—they reflect the division of labour among industries, which is characterized by large wage differences. Furthermore, these industrial

wage differences are related to the world economy through patterns of imports and exports. Attempts to alter industrial wage levels to improve the position of women come up against formidable barriers such as the overall structure of the Canadian and world economies.

Finally, our exploration of the impact of authority relations was rather disappointing. Once other factors are taken into account, these variables had little impact on wages. Still, it appears that women receive little in the way of rewards for supervisory responsibilities. Income differentials related to supervision are largely a function of employer policies, since most workers who take on supervisory responsibilities are promoted to them, rather than having formal training, such as in graduate schools of management. Equal pay policies within firms that were based on levels of supervisory responsibility (as opposed to comparisons of the particular types of work) would address this problem.

It should not be surprising to find that a number of different mechanisms contribute to the income gap between women and men although not equally. The oppression of women is deeply rooted in Canadian economic and social institutions. What else could account for the remarkable lack of improvement in the economic position of women? Only the adoption of a broad spectrum of policies is likely to improve the position of women. Past approaches, such as demanding that women and men in <u>identical positions</u> be treated equally, are obviously not adequate to the task of fundamentally changing the position of women in the workplace.

FOOTNOTES

[1]Sylvia Ostry, The Female Worker in Canada. (Ottawa: Dominion Bureau of Statistics, 1968), p.41.

[2]See for example Rachel A. Rosenfeld, "Sex Differences in Socioeconomic Achievement: An Overview of Findings and Explanations," pp. 382-99 in Reflections on Canadian Incomes (Ottawa: Economic Council of Canada, 1977).

[3]See Ostry, op cit. and the annual Women in the Labour Force: Facts and Figures (Ottawa: Women's Bureau, Labour Canada).

[4]Hugh and Pat Armstrong, "Women in the Canadian Labour Force," Canadian Review of Sociology and Anthropology 12 (No 4, pt. 1; Nov. 1975).

[5]See Francine D. Blau and Carol L. Jusenius, "Economists' Approaches to Sex Segregation in the Labor Market: An Appraisal," Signs 1 (3, pt. 2): pp. 181-99.

[6]Conducted by the Centre for Human Resource Research at Ohio State University, the National Longitudinal Survey includes panels of men 45 to 59 years of age, women 30 to 44 years of age, and men and women 14 to 24 years of age.

[7]Publications based on these data include Monica Boyd and Elizabeth Humphreys, "Labour Markets and Sex Differences in Canadian Incomes," (Ottawa: Economic Council of Canada, Discussion Paper No. 143); Monica Boyd, John Goyder, Frank Jones, Hugh McRoberts, Peter Pineo, and John Porter, "Status Attainment in Canada," Canadian Review of Sociology and Anthropology 18:5 (Dec. 1981): 657-73; and Hugh McRoberts, "An Income Attainment Model for Native-Born Canadian Male Wage Earners," pp. 489-510 in Reflections on Canadian Incomes (Ottawa: Economic Council of Canada, 1979).

[8]Compare for example the economists Peter Kuch and Walter Haessel's, An Analysis of Earnings in Canada (Ottawa: Statistics Canada, 1979) to the American sociologist Erik Olin Wright's Class Structure and Income Determination (New York: Academic Press, 1979).

[9]See George W. Bohrnstedt and T. Michael Carter, "Robustness in Regression Analysis," Sociological Methodology 1971 (San Francisco: Jossey-Bass).

[10]Hence the title of Jacob Mincer's Schooling, Experience and Earnings (New York: National Bureau of Economic Research, 1974).

[11]See Gerry Oster, "A Factor Analytic Study of the Theory of the Dual Economy," Review of Economics and Statistics 61 (Feb. 1979): pp. 33-9.

[12]From Census of Canada, Vol. III, Part 6, Table 4 (Ottawa: Statistics Canada, 1975).

[13]From Employment Earnings and Hours, June 1981, Table 2 (Ottawa: Statistics Canada), and Federal Government Employment, Provincial Government Employment, and Local Government Employment. April-June, 1981.

[14]Changes in the occupational structure of earnings in the past decade introduce errors into the variables which lead to underestimates of effects, see Bohrnstedt and Carter, op cit. Income figures for occupation and industry are inflated to 1981 means.

[15]The variable is equal to the difference between the average income for workers (in the 1971 census) of the respondent's gender in her or his occupation minus the average for all workers in that occupation.

[16]The questionnaire items read as follows:

Do you spend any of your working time supervising the work of others or telling other employees what to do?

Yes 1

No 2

How much of your time do you spend supervising?
Would you say .....

...all or nearly all of your time 1

...more than half your time 2

...about half your time 3

...about a quarter of your time, or ... 4

...less than a quarter of your time ... 5

How many people do you supervise?
# of people .....

CODE 97 FOR 97 OR MORE PEOPLE

Do you spend any time planning the future activities of your firm (or government department)?

Yes 1

No 2

[17]The metric regression yields a larger effect for occupation than for industry; the semi-log regression yields a larger industry effect. It should be noted that the standard deviation of industry means is about half the standard deviation between occupation means. So if the industry and occupation regression coefficients are equal, the standardized regression coefficient for occupation would be twice the industry coefficient.

Collection de documents de travail

Bureau de la main-d'oeuvre féminine
Série A: L'égalité en milieu de travail
No 2 Considérations sur les inégalités de rémunération entre les hommes et les femmes au Canada: Résultats d'une enquête effectuée en 1981

Bureau de la main-d'oeuvre féminine
Série A: L'égalité en milieu de travail
Nº 2 Considérations sur les inégalités de rémunération entre les hommes et les femmes au Canada: Résultats d'une enquête effectuée en 1981

Préparé pour le Bureau de la main-d'oeuvre féminine
Travail Canada
Par:
Michael D. Ornstein
Département de sociologie et Institut de recherche sur le comportement
Université York
Toronto (Ontario)
CANADA

Nota: Les opinions émises par l'auteur ne reflètent pas nécessairement les vues de Travail Canada.

Publié sous l'autorité de l'honorable Charles L. Caccia,
ministre du Travail, Gouvernement du Canada

Also available in English under the title

Accounting for Gender Differentials in Job Income in Canada

Distribué par le

Centre de distribution des publications
Travail Canada
Ottawa (Ontario)
K1A 0J2

(819) 994-0543

© Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1983

N° de cat. L 39-21/2-1983F

ISBN 0-662-92093-7

Imprimé au Canada

REMERCIEMENTS

Je remercie Darla Rhyne d'avoir surveillé la préparation du présent rapport et Jean Janes d'avoir aussi surveillé sa préparation et de l'avoir dactylographié. Le sondage sur la qualité de la vie analysé ici a été effectué par l'Institut de recherche sur le comportement de l'université York. Le projet, dirigé par Tom Atkinson, Bernard Blishen, H. Michael Stevenson et l'auteur de ce document, a reçu l'appui généreux du Conseil de recherches en sciences sociales du Canada.

TABLE DES MATIÈRES

Page

Introduction 1

Les données et les méthodes 5

Les cinq facteurs considérés séparément 11

a) L'instruction et l'expérience 11
b) Le travail à temps partiel et à plein temps 19
c) La propriété du capital, la taille de l'entreprise et la syndicalisation 21
d) Les effets professionnels et industriels 24
e) Les relations de pouvoir dans le milieu de travail 28

Les comparaisons des cinq facteurs 30

Les conclusions et les conséquences politiques 49

Les renvois 55

Liste des tableaux

1. Le revenu provenant de l'emploi, selon l'instruction et le sexe 12

2. Le revenu provenant de l'emploi, selon l'expérience et le sexe 14

3. Le revenu provenant de l'emploi, selon l'ancienneté 16

4. Le revenu provenant de l'emploi, selon le nombre d'heures de travail par semaine et le sexe 20

5. Le revenu provenant de l'emploi, selon la propriété du capital, la taille de l'entreprise et la syndicalisation 22

6. Le revenu provenant de l'emploi, selon les variables de pouvoir dans le milieu de travail 29

7. La régression métrique du revenu provenant de l'emploi en utilisant toutes les variables 34

8. La régression semi-logarithmique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables 37

Considérations sur l'inégalité de rémunération entre les hommes et les femmes au Canada: résultats d'une enquête effectuée en 1981

Introduction

Les quelque quinze années qui se sont écoulées depuis la renaissance du mouvement féministe dans les nations industrialisées du monde occidental n'ont guère vu le rétrécissement de l'important écart entre les gains des hommes et ceux des femmes. Dans le recensement du Canada de 1961, Sylvia Ostry rapporte que les gains annuels des femmes représentaient en moyenne 54,2 p. 100 de ceux des hommes[1]. L'enquête canadienne de 1981 décrite dans le présent document, fixe la moyenne de cette proportion à 59,9 p. 100. Il se peut que cette légère amélioration apparente soit due à des variations dans les méthodes d'enquête. On peut difficilement repousser l'argument à l'effet que la preuve de l'exploitation continuelle des femmes dans le milieu de travail est accablante et demande non plus de la recherche, mais plutôt des changements dans la politique publique. On en sait sûrement assez maintenant sur le profil des salaires pour jeter les bases de nouveaux programmes. Néanmoins, de nouvelles politiques ne peuvent pas pour autant se substituer au besoin de recherches additionnelles. Notre compréhension de la position économique des femmes présente encore des lacunes importantes. S'appuyant sur les données du sondage récent auprès d'un échantillon représentatif de la population canadienne, le présent document se propose d'évaluer les répercussions des différents facteurs qui contribuent à l'important écart entre le revenu des hommes et celui des femmes.

La recherche passée prouve qu'un certain nombre de facteurs, contribue à créer les écarts de revenu.

Ce qui manque, c'est une mesure permettant d'établir leur importance relative. Par exemple, l'attention des concepteurs de politiques s'est portée récemment sur le travail à temps partiel qui, ont le sait, est peut rémunéré et occupe proportionnellement beaucoup plus de femmes que d'hommes. Sans contester le besoin d'une meilleure protection légale pour les travailleurs à temps partiel, il est encore permis de se demander dans quelle mesure l'écart entre les salaires a pour cause la prédominance des femmes dans le travail à temps partiel. Pour répondre à cette question, il faut comparer l'impact du travail à temps partiel aux autres causes des écarts salariaux.

Une simple comparaison des divers facteurs affectant le revenu des femmes ne suffit pas. Sans des contrôles statistiques appropriés pour les variables connexes, l'analyse ne signifie pas grand-chose. Par exemple, on veut déterminer l'effet des syndicats sur la rémunération des femmes en se servant des rémunérations moyennes des travailleurs syndiqués et non syndiqués. Les différences radicales dans les degrés de syndicalisation selon l'industrie et la taille de l'entreprise ont un tel effet sur les salaires que les niveaux mêmes de rémunération moyenne ont peu de signification. Heureusement, on utilise depuis quelques années des méthodes statistiques qui permettent de distinguer les effets de variables rivales, notamment la méthode de la régression multiple.

Sans vouloir résumer ce qui est devenu une énorme documentation de recherche, faisons un bref survol des différentes approches concernant les écarts de revenu selon le sexe, de façon à situer l'analyse des données qui va suivre[2]. L'argument de l'école du capital humain, sans doute le mieux connu, veut que le salaire représente un rendement alloué à

l'investissement en capital humain, lequel investissement se mesure habituellement au niveau d'instruction et à l'expérience de l'individu. Les modèles d'accession au statut favorisés par les sociologues accordent aussi un rôle primordial à l'instruction quoique moins important en théorie. L'incapacité évidente de la théorie du capital humain à expliquer les très grands écarts de revenus des femmes et des hommes ayant les mêmes niveaux d'instruction et d'expérience a conduit à l'élaboration de plusieurs autres théories. D'abord, une partie de l'écart salarial représente simplement de la discrimination à l'endroit des femmes; on estime que les salaires des femmes sont d'environ 15 p. 100 inférieurs à ceux des hommes lorsque les comparaisons visent des individus exécutant exactement les mêmes tâches[3]. Les salaires étant établis par le marché du travail, cet écart tiendrait à la prédominance des femmes dans certains métiers et à d'autres facteurs qui réduisent le pouvoir de négociation des femmes.

Un certain nombre de théories se concentrent sur la ségrégation des femmes dans les métiers et industries à faible rémunération ou à prédominance féminine. Les Armstrong avancent des arguments à l'appui pour le Canada[4]. La ségrégation dans l'emploi résulte d'un éventail de causes, comprenant au moins les habitudes et le milieu sociaux, le dépistage des aptitudes dans les écoles et les pratiques des entreprises en matière de personnel. Le présent document ne distingue pas entre ces causes, mais il donne des estimations de l'impact net de la ségrégation dans l'emploi sur la rémunération des femmes. Une autre approche théorique porte sur les "marchés internes du travail", qui reflètent les politiques des gros employeurs concernant les promotions[5]. On dit que les femmes occupent des

emplois "cul-de-sac" isolés des échelles de promotion; les premiers emplois des hommes (bien que pas plus rémunérateurs) servent de tremplins à des promotions procurant de meilleurs salaires et plus de responsabilités. Nos données comprennent le calcul de l'ancienneté chez les employeurs, de façon à aborder les arguments relatifs à l'impact des marchés internes du travail sur le revenu. Une question connexe porte sur la répartition du pouvoir dans le milieu de travail; il est possible que le refus de consentir des postes de responsabilité aux femmes et aux groupes minoritaires constitue un obstacle de taille à des revenus plus élevés. Finalement, l'effet du travail à temps partiel fait aussi l'objet de cette analyse.

L'examen des données quantitatives existantes concernant la position des femmes dans le milieu de travail permet de tirer deux conclusions. La première est que la cueillette habituelle de données sur les rémunérations et les avantages sociaux ne tient pas assez compte de la situation des femmes; la seconde est que c'est notre connaissance des employeurs et non des employés qui présente les lacunes les plus sérieuses. On s'est trop préoccupé de l'offre sur le marché du travail, au détriment de la demande. On ne sait presque rien de l'effet des différences parmi les employeurs sur les écarts de salaires, si ce n'est que les niveaux de rémunération varient sensiblement selon l'industrie et selon la taille des firmes. Il existe peu de données systématiques permettant de décrire les politiques d'avancement au sein des firmes ou concernant les structures hiérarchiques.

Une autre conséquence du manque de données est que l'interprétation de l'information existante est souvent mise en doute. La compréhension des raisons expliquant la faible rémunération des femmes exige la mise

au point de modèles qui tiennent compte à la fois des particularités des travailleurs et de celles des employeurs. L'absence de données sur les employeurs conduit les responsables de la politique publique à ne considérer que l'élément de l'offre; par exemple, on persiste à fournir des stages de formation dans l'espoir que les employeurs traiteront les hommes et les femmes de potentiel et de compétences identiques sur un pied d'égalité. Il semble que ces mesures n'ont guère contribué à améliorer la situation des femmes. Des recherches plus approfondies faciliteraient le développement de nouvelles stratégies.

Les données et les méthodes

L'analyse suivante du revenu provenant de l'emploi se sert des données générées par le sondage auprès d'un échantillon, sondage qui fut effectué par le projet Qualité de la vie à l'université York avec le concours du Conseil de recherches en sciences sociales. Un échantillon d'environ trois mille canadiens fut interrogé entre mai et juillet 1981, ce qui a permis d'obtenir des données sur quelque mille six cents Canadiens ayant un emploi lors de l'enquête. Le questionnaire comportait une liste de questions détaillées sur les taux de rémunération, les conditions de travail et les employeurs, et de nombreux renseigneuents ont put être recueillis concernant l'instruction et l'expérience des personnes interrogées. Avant de nous engager dans une description élaborée de l'enquête, il convient de faire certains commentaires sur les forces et les faiblesses des divers types de données portant sur l'étude des salaires.

Il n'existe pas au Canada d'ouvrage d'envergure comparable aux National Longitudinal Surveys des États-Unis, par exemple, dont la vocation serait de recueillir des données sur les antécédents des travailleurs[6]. Bien qu'elles soient coûteuses, les enquêtes longitudinales produisent des données extrêmement riches dont les erreurs de rappel sont très réduites; elles sont particulièrement précieuses dans l'étude du travail des femmes parce qu'elles mesurent avec précision les retraits du marché du travail et les retours au marché du travail. Le recensement du Canada fournit un excellent portrait de la population, mais seulement à des intervalles de 10 ans (les mini-recensements ne recueillent pas de statistiques sur les revenus), et il ne génère pas de données sur les employeurs et les antécédents des travailleurs (d'où un préjugé en faveur de l'offre). La publication mensuelle de Statistique Canada, Enquête sur la population active, dont l'objectif principal est de fournir des estimations sur l'emploi, est un véhicule qui pourrait se voir attribuer un tel rôle, surtout en ce qui concerne les questionnaires supplémentaires. On pourrait même s'en servir pour diffuser les données sur une plus grande échelle, de façon à en faciliter l'accès par les chercheurs des universités. Comme exemple d'un rôle accru pour l'Enquête sur la population active[7], on peut citer le supplément à cette revue, connu sous le nom de "Enquête sur la mobilité des Canadiens", qui fut introduit en 1973. Pour ce qui est de la compréhension des écarts salariaux actuels, ces données sont maintenant quelque peu périmées.

Les avantages majeurs de l'Enquête sur la qualité de la vie utilisée dans le présent document résident dans le fait qu'elle mesure un certain nombre de variables qui manquent habituellement dans les études sur

les rémunérations, ni même dans les données toutes récentes. L'inconvénient majeur est la petite taille de l'échantillon. Les estimations basées sur l'échantillon entier sont assez précises. Mais des comparaisons importantes parmi les sous-groupes, par exemple entre les travailleurs à plein temps et ceux à temps partiel ou entre les divers types d'employeurs, surtout lorsque ces comparaisons sont effectuées séparément pour les hommes et pour les femmes, comportent des erreurs assez importantes. Les données disponibles mettent souvent les chercheurs en face de l'alternative déplaisante de s'attaquer aux problèmes essentiels en utilisant des échantillons relativement petits ou de limiter leur attention à des questions de moindre importance pour lesquelles les sources de données disponibles sont nombreuses.

Dans le présent document, les variables affectant le revenu provenant de l'emploi sont groupées en cinq catégories, en plus du sexe. Premièrement, les cinq facteurs sont considérés séparément, c'est-à-dire que les valeurs moyennes du revenu sont utilisées pour comparer les effets de chaque variable sur le revenu provenant de l'emploi. Ces variables mesurent l'effet sur le revenue de: a. l'instruction et l'expérience de travail (appelées par convention les variables de "capital humain"); b. le travail à temps partiel et le travail à plein temps; c. la combinaison de la propriété du capital de l'entreprise, de la taille de celle-ci et de la syndicalisation; d. les niveaux de rémunération et la proportion des travailleuses dans des professions et industries déterminées; et e. les relations de pouvoir dans le milieu de travail. Une documentation considérable traite des deux premiers facteurs, mais on sait très peu de choses sur l'effet des trois autres.

Deuxièmement, la régression multiple sert à déterminer les effets relatifs de ces cinq facteurs sur le revenu provenant de l'emploi. Elle sert à établir l'écart de salaire entre hommes et femmes selon la présomption que l'inégalité due à chacun des cinq facteurs, pris individuellement ou ensemble, est éliminée. Il est alors possible de prévoir l'effet des politiques destinées à supprimer les écarts de revenu attribuables à chaque facteur. De plus, l'écart résiduel entre les revenus des hommes et ceux des femmes constitue une estimation de la partie de l'écart total qui ne peut être attribuée à aucun des facteurs mesurés. On appelle parfois cette valeur l'effet de "discrimination pure", étant donné qu'il s'agit d'une prédiction de l'écart qui demeurerait si les hommes et les femmes étaient égaux en tous points pour lesquels une mesure était comprise dans la régression. De plus, la régression est utilisée pour déterminer si chacune des variables des cinq facteurs a des effets différents sur les femmes et les hommes d'une part et sur les travailleurs à plein temps et ceux à temps partiel d'autre part.

Une question technique exige une remarque préliminaire. L'analyse des écarts de rémunération repose parfois sur des valeurs de revenu qui son "brutes" (ce qu'on appelle habituellement la spécification "métrique") et parfois sur le logarithme des valeurs du revenu (ce qu'on appelle la spécification semi-logarithmique). L'analyse métrique met l'accent sur les <u>écarts absolus</u> entre les revenus des hommes et des femmes, tandis que l'analyse semi-logarithmique met l'accent sur le <u>ratio</u> du revenu des femmes par rapport à celui des hommes. Les sociologues ont tendance à favoriser la première approche et les économistes la seconde[8].

L'avantage de l'analyse métrique est que les estimations des effets sont donnés en dollars réels. Les arguments en faveur de l'analyse semi-logarithmique découlent de l'effet de la transformation logarithmique, qui est de réduire les différences entre les valeurs de revenu au fur et à mesure que leur niveau augmente. Les personnes gagnant 1 000$, 10 000$ ou 100 000$ comptent, du point de vue logarithmique, pour un, deux ou trois - la différence entre 1 000$ et 10 000$ (rapport de un à 10) est égale à celle entre 10 000$ et 100 000$ (rapport de un à 10 toujours). On pourrait soutenir que la transformation logarithmique gradue de nouveau le revenue de telle sorte qu'il correspond à son utilité réelle pour l'individu - on présume qu'un chiffre constant de revenu additionnel a de moins en moins de signification au fur et à mesure que le revenu augmente. Il existe un deuxième argument, de nature statistique: la distribution du revenu présente une asymétrie positive importante, puis une coupure abrupte à la limite inférieure correspond plus ou moins au salaire minimum, mais au sommet de la distribution, il y a une longue "queue" de revenus très élevés (avec une probabilité décroissante, bien entendu). La transformation logarithmique transforme cette distribution asymétrique en une courbe presque normale (en forme de cloche). De nombreux examens statistiques, en particulier ceux des coefficients de régression dans la régression ordinaire par la méthode des moindres carrés, supposent les distributions normales, au moins pour les "erreurs" (la variation inexpliquée).

Ce qu'on oublie souvent dans ce débat technique. c'est la conséquence réelle de la décision d'analyse. La spécification semi-logarithmique accroît davantage l'impact des variables affectant les revenus à la limite inférieure de la distribution que celui des variables affectant les

hauts revenus. Une différence de 1 000$ entre les travailleurs syndiqués et les travailleurs non syndiqués pourrait se révéler aussi grande qu'une différence de plusieurs milliers de dollars entre les gros entrepreneurs et les petits entrepreneurs ou entre les patrons et les employés. Le présent exposé présente des résultats tant métriques que semi-logarithmiques, mais il faut bien comprendre que les deux approches reflètent des points de vue théoriques opposés et vont au-delà du simple débat technique. Heureusement, les tests relatifs à l'importance des coefficients de régression sont considérés comme relativement "robustes", c'est-à-dire insensibles aux imperfections des hypothèses à partir desquelles ils sont effectués[9].

Dans la présente analyse, la variable dépendante est le "revenu provenant de l'emploi". Il équivaut aux gains annuels tirés d'un emploi (à l'exclusion de la paye de vacances et autres avantages). Les salaires horaires sont convertis en salaires annuels sur la base de 40 heures par semaine pendant 52 semaines. Dans l'analyse qui suit, le salaire des travailleurs à temps partiel est converti en appliquant leur taux de rémunération à une semaine de 40 heures. Ainsi, l'effet du travail à temps partiel mesuré ici reflète les écarts dans les taux de rémunération, les écarts dans le nombre d'heures travaillées étant supprimés; ceci résulte tout de même en une sous-estimation du manque à gagner des travailleurs à temps partiel, étant donné que généralement ils reçoivent moins d'avantages sociaux et ont droit à moins de congés que les travailleurs à plein temps. Le présent exposé utilise l'expression "revenu provenant de l'emploi" pour la raison que les employeurs sont inclus dans l'analyse au même titre que les employés. Puisque notre définition du revenu provenant de l'emploi ne comprend pas l'effet des prestations de chômage ni celui des rémunérations

provenant d'autres emplois occupés auparavant durant l'année, lesquelles prestations et rémunérations sont comptées dans les gains annuels, il n'est pas possible de comparer avec précision les résultats de notre analyse au recensement décennal, à l'Enquête sur la population active ou aux autres sources de données de Statistique Canada. Les avantages sociaux constituent une autre source d'écarts, dans les rémunérations totales provenant de l'emploi, dont nos chiffres ne tiennent pas compte.

Les cinq facteurs considérés séparément

a) L'instruction et l'expérience

Ce sont les effets de l'instruction et de l'expérience qui ont été les plus étudiés. Les théoriciens du capital humain soutiennent que ces deux variables sont les plus fiables pour mesurer le capital humain dont dispose une personne[10]. Les revenus plus faibles des femmes seraient donc le résultat de déficits dans leur capital humain. On sait que l'instruction et l'expérience exercent une forte influence sur le revenu. Donc, en moyenne, si les femmes ont moins d'instruction ou d'expérience que les hommes, il en résulte des écarts entre les revenus. Le tableau 1 donne les niveaux de revenu provenant de l'emploi pour plusieurs niveaux d'instruction; le tableau 2 fait la même chose pour l'expérience professionnelle totale et comprend des données sur les interruptions de cette expérience; enfin, le tableau 3 mesure l'expérience déterminée sur la base de l'ancienneté, c'est-à-dire d'une part l'expérience avec l'employeur actuel au moment du sondage, d'autre part l'expérience dans le poste actuellement occupé chez l'employeur.

Le tableau 1 démontre la forte influence de l'instruction sur le revenu provenant de l'emploi. Les femmes qui n'ont pas fréquenté l'école

Tableau 1

Le revenu provenant de l'emploi, selon l'instruction et le sexe

Scolarité	Moyenne (en milliers de dollars)				Écart-type		Distribution des pourcentages		Nombre d'observations	
	Sexe féminin	Sexe masculin	Différence	Ratio	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin
Pas d'études secondaires	9,5	19,1	9,6	0,496	2,6	11,9	9	15	72	130
Études secondaires incomplètes	10,9	20,0	9,0	0,548	6,5	11,1	22	27	174	237
Diplôme d'études secondaires	12,9	22,2	9,3	0,580	4,9	12,7	26	19	200	167
Études techniques	14,8	21,2	6,2	0,704	6,4	8,1	11	11	88	97
Études universitaires incomplètes	15,8	21,7	5,8	0,731	7,6	10,8	21	14	162	121
Diplôme universitaire	21,4	32,8	11,4	0,652	10,6	20,4	11	15	84	137
0-7 années	9,8	16,4	6,7	0,595	2,1	7,0	6	9	44	80
8-9 années	9,9	21,2	11,3	0,467	6,0	14,0	8	12	63	109
10-11 années	11,6	19,8	8,2	0,587	6,7	11,0	17	21	129	190
12-13 années	12,7	21,2	8,5	0,598	5,2	10,8	36	26	284	228
14-15 années	15,3	25,3	10,0	0,605	7,5	14,3	17	11	133	98
16 années et plus	20,7	29,2	8,4	0,711	9,4	18,2	16	21	128	185
TOTAL	13,9	22,6	8,7	0,615	7,5	12,1	100	100	780	890

secondaire gagnent en moyenne seulement 9 500$ par année, tandis que les diplômées d'université gagnent en moyenne 21 400$; pour les hommes, les chiffres correspondants sont 19 100$ et 32 800$. Le ratio du revenu des femmes par rapport à celui des hommes varie à travers les catégories de 10 496 pour "pas d'école secondaire" à 10 731 pour "études universitaires incomplètes". La condition relative des femmes s'améliore à partir de la catégorie la plus basse jusqu'à la deuxième plus élevée, puis retombe sensiblement (à 10 652) pour les diplômées d'université. Par contre, on ne constate qu'une faible relation entre l'instruction et le revenu d'emploi des hommes, jusqu'à ce que le niveau de 14 années de scolarité ou plus et le niveau "diplôme universitaire" soient atteints. Cette observation peut s'expliquer par la tendance des hommes peu instruits à être plus âgés et par conséquent à avoir plus d'expérience professionnelle. Quant aux femmes, le revenu provenant de l'emploi augmente de façon assez régulière à partir de la catégorie la plus basse jusqu'à "études universitaires incomplètes", puis le revenu augmente alors de façon assez considérable. Les femmes qui ont très peu d'instruction ont des niveaux de revenu très faibles, alors que les hommes qui ont très peu d'instruction sont beaucoup mieux par rapport aux hommes plus instruits. Cette observation est moins évidente si on tient compte des années de scolarité.

Si les différences dans le niveau d'instruction expliquaient en grande partie les écarts entre les revenus, le ratio du revenu d'emploi des hommes par rapport à celui des femmes serait moindre à l'intérieur des catégories d'instruction que pour l'échantillon entier, pour lequel le rapport est de 0,615. Le rapport est plus élevé dans trois des six catégories et moins élevé dans les trois autres. Les différences dans le

Tableau 2

Le revenu provenant de l'emploi, selon l'expérience et le sexe

Expérience	Moyenne (en milliers de dollars)				Écart-type		Distribution des pourcentages		Nombre d'observations	
	Sexe féminin	Sexe masculin	Différence	Ratio	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin
Années d'expérience										
0-4	12,4	15,8	3,4	0,784	7,5	6,7	23	16	182	138
5-9	13,7	20,4	6,7	0,670	7,8	9,3	21	17	167	148
10-14	15,4	23,5	8,2	0,653	7,3	14,9	17	12	131	103
15-19	15,4	27,2	11,8	0,565	7,2	16,1	13	8	106	75
20-24	13,5	25,0	11,4	0,542	7,3	13,5	10	9	77	83
25-29	14,3	25,7	11,4	0,557	6,9	15,3	7	9	51	84
30-39	13,9	26,4	12,5	0,528	8,1	17,2	6	17	45	153
40 et plus	12,2	20,4	8,2	0,599	5,3	12,4	3	12	22	105
Interruption										
Aucune	13,7	22,9	9,5	0,584	6,4	14,3	54	86	422	762
Une	14,7	22,7	8,0	0,647	9,1	10,6	25	8	194	76
Deux et plus	13,5	17,8	4,3	0,758	7,8	8,6	21	6	165	51
Années d'interruption										
Aucune	13,7	22,9	9,5	0,584	6,4	14,3	54	86	422	762
0-1	16,4	19,0	2,6	0,862	12,2	7,1	8	5	62	42
2-3	14,4	21,5	7,1	0,671	7,0	11,7	9	6	72	55
4-5	12,8	23,5	10,7	0,544	6,7	10,0	6	3	49	25
6-9	12,5		—	—	7,0		10		75	
6 et plus		16,0				7,3		1		5
10 et plus	14,5		—	—	8,5		13		100	

niveau d'instruction sont donc loin d'expliquer les écarts de revenu. On notera aussi que les femmes sont plus nombreuses que les hommes à détenir un diplôme d'études secondaires, mais moins nombreuses à détenir un diplôme universitaire.

Les données relatives à l'expérience professionnelle offrent une explication beaucoup plus intéressante des écarts entre les revenus. Les femmes qui ont moins de cinq ans d'expérience gagnent en moyenne 12 400$; ce chiffre passe à 15 400$ seulement pour 10 à 14 ans d'expérience; par la suite, la variation est négligeable. Quant aux hommes, la progression va de 15 800$ pour moins de cinq ans à 27 200$ pour 15 à 19 ans d'expérience. Les gains supérieurs des hommes en raison de l'expérience sont démontrés par la chute graduelle du rapport moyen des revenus entre hommes et femmes, rapport qui passe de 0,784 pour la première catégorie, qui est celle des travailleurs de moins de cinq ans d'expérience, à 0,542 pour la catégorie des 20 à 25 ans d'expérience. Les femmes sont concentrées dans les catégories inférieures, puisque 44 p. 100 ont moins de 10 ans d'expérience; 40 p. 100 ont de 10 à 24 ans d'expérience et 16 p. 100 ont 25 ans d'expérience ou plus; les pourcentages correspondants pour les hommes sont 33 p. 100, 29 p. 100 et 38 p. 100. Toutefois, la très faible relation entre l'expérience et le revenu des femmes signifie que leurs revenus ne pourraient accuser des gains importants que si leurs niveaux d'expérience et les primes à l'expérience augmentaient.

Près de la moitié de toutes les travailleuses, 46 p. 100, déclarent que leur expérience a été interrompue une ou plusieurs fois, mais, et ceci est surprenant, ces interruptions n'ont pas d'effet sur leurs revenus. Les revenus moyens sont en fait légèrement supérieurs pour les

Tableau 3

Le revenu provenant de l'emploi, selon l'ancienneté

Année d'ancienneté	Moyenne (en milliers de dollars)				Écart-type		Distribution des pourcentages		Nombre d'observations	
	Sexe féminin	Sexe masculin	Différence	Ratio	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin
Ancienneté chez l'employeur										
0	11,3	17,4	6,5	0,650	5,4	9,8	16	11	122	100
1	11,7	19,2	7,5	0,609	5,9	9,9	13	12	104	105
2	12,8	21,2	8,4	0,604	5,5	13,6	13	8	102	73
3-4	14,5	19,9	5,4	0,729	10,3	10,3	17	12	133	104
5-9	14,9	23,1	8,2	0,647	6,6	12,1	21	23	163	202
10-19	16,6	25,7	9,1	0,647	7,8	16,7	16	16	121	141
20 et plus	15,5	26,8	11,3	0,578	8,3	16,9	5	19	37	165
Ancienneté dans le poste actuellement occupé chez l'employeur										
0	12,0	19,3	7,3	0,619	6,0	12,6	19	14	146	127
1	12,7	20,4	7,7	0,623	6,3	9,8	17	16	130	138
2	13,8	22,4	8,7	0,614	6,0	12,5	15	11	119	99
3-4	14,7	22,3	7,6	0,659	10,0	12,7	18	14	142	121
5-9	15,4	24,3	8,9	0,633	7,0	14,1	18	21	138	190
10-19	14,9	25,9	11,0	0,577	8,0	19,1	11	13	84	114
20 et plus	15,4	23,1	7,7	0,665	9,0	13,5	3	11	21	100

femmes qui ont interrompu leur expérience une fois (mais la différence est négligeable du point de vue statistique). Les femmes qui déclarent une interruption d'une année ou moins ont également des niveaux de revenu légèrement à la hausse, ce qui indiquerait que des interruptions de carrière planifiées et à court terme (plus probables sans doute chez les femmes qui ont fait des études supérieures et qui cessent temporairement de travailler à la naissance d'un enfant) n'ont pas d'effet négatif sur les gains. Le petit nombre d'hommes (moins d'un tiers comparativement aux femmes) qui interrompent leur carrière deux fois ou plus ou pour une durée de six ans ou plus voient, semble-t-il, leurs gains en souffrir, mais probablement pour d'autres raisons, par exemple des raisons médicales, qui n'ont rien à voir avec les raisons qui poussent la plupart des femmes à se retirer de la population active.

L'expérience professionnelle passée ne profite pas autant aux femmes qu'aux hommes, financièrement. Cette constation permet de tirer deux conclusions: d'abord, changer d'employeur profite moins aux femmes; ensuite, les femmes qui ne changent pas d'employeurs ont moins de promotions. Les donneés du tableau 3 portent sur la deuxième conclusion et démontrent que le ratio du salaire des femmes par rapport à celui des hommes n'est pas systématiquement relié à l'expérience totale avec l'employeur actuel ou à l'expérience dans le poste occupé au moment de l'entrevue. Généralement, les salaires des femmes comme ceux des hommes augmentent avec le niveau d'expérience, mais pas d'une façon très marquée; l'expérience est donc loin d'expliquer les écarts entre les salaires. Les femmes sont moins assurées que les hommes d'augmenter leurs salaires en changeant d'employeur. Il en résulte que la ségrégation professionnelle

d'ensemble, qui réduit les chances des femmes, et la discrimination générale en matière de rémunération jouent plus fortement sur les écarts entre les salaires que la tendance des marchés internes du travail au sein des firmes qui offrent de meilleures chances d'avancement aux hommes.

L'effet de l'expérience sur le revenu provenant de l'emploi explique partiellement l'écart entre les revenus. En moyenne, les femmes ont moins d'expérience professionnelle que les hommes et sont moins récompensées pour leur expérience. La tendance des femmes à joindre massivement et sans doute durablement la population active ne peut qu'améliorer leur condition, à condition que cette tendance s'accompagne d'une meilleure répartition des femmes dans des professions qui récompensent l'expérience. Contrairement à l'argument du capital humain, l'instruction et l'expérience sont loin d'expliquer à elles seules le fossé qui sépare les revenus des femmes de ceux des hommes. Les niveaux d'instruction et d'expérience ne révèlent pas une variation remarquable dans le ratio des revenus. Si les femmes avaient plus d'expérience et si l'expérience était mieux récompensée, l'écart global serait réduit, mais de façon modérée. Cette conclusion jette un doute sur les hypothèses qui sous-tendent la théorie du capital humain.

L'instruction et l'expérience, notons-le, ont été jusqu'à maintenant considérées comme des quantités homogènes. On pourrait soutenir que, à différents types d'instruction, correspondent différents revenus; la scolarité requise pour obtenir un diplôme d'ingénieur, par exemple, vaut davantage que la scolarité requise pour obtenir un diplôme général de lettres. Le lien entre l'instruction et la profession est beaucoup plus fort pour certains types d'apprentissage que pour d'autres; les professions

dont l'exercice prolongé accroît la compétence ont tendance à récompenser fortement l'expérience; mais les facteurs institutionnels, par exemple le fait de tenir compte de l'ancienneté dans les échelles de traitement, jouent aussi un rôle important. La position adoptée dans le présent exposé - et en général acceptée par les chercheurs - est que les différences dans la valeur de l'instruction et de l'expérience qui sont directement liées aux rôles professionnels de ces deux facteurs devraient être attribuées aux professions. Les différences dans la qualité de l'instruction, dues à la disparité des écoles et des institutions post-secondaires, constituent un autre aspect qui n'est pas abordé ici.

b) Le travail à temps partiel et à plein temps

Treize p. 100 des femmes interrogées occupent un emploi de moins de 20 heures par semaine et 25 p. 100 travaillent moins de 29 heures (voir le tableau 4). Par contre, seulement 5 p. 100 des 890 hommes occupent un emploi de moins de 30 heures par semaine. La forte concentration des femmes dans les emplois à temps partiel compte pour beaucoup dans les écarts entre les salaires. Après l'ajustement des rémunérations sur la base d'une semaine de 40 heures, le revenu annuel moyen provenant d'emplois de moins de 20 heures par semaine est seulement de 10 400$ pour les femmes et de 11 300$ pour les hommes. Pour 20 à 29 heures par semaine, les valeurs correspondantes sont 12 000$ et 19 000$, et pour 30 heures ou plus par semaine, environ 15 000$ pour les femmes et 24 000$ pour les hommes. Une fois que le seuil de 30 heures est atteint, le nombre d'heures a peu d'effet sur la rémunération, sauf la chute surprenante du groupe des 40 à 44 heures. Ce léger déclin témoigne probablement du fait que la semaine conventionnelle de huit heures par jour pendant cinq jours est maintenant

Tableau 4

Le revenu provenant de l'emploi, selon le nombre d'heures de travail par semaine et le sexe

Heures de travail par semaine	Moyenne (en milliers de dollars)				Écart-type		Distribution des pourcentages		Nombre d'observations	
	Sexe féminin	Sexe masculin	Différence	Ratio	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin
0-19	10,4	11,3	0,9	0,920	7,4	7,6	13	2	100	14
20-29	12,0	19,0	7,0	0,634	7,0	16,2	12	3	93	23
30-34	14,5	23,7	9,3	0,609	11,9	18,0	7	3	51	29
35-39	15,4	24,4	9,0	0,631	5,9	11,9	30	18	236	162
40-44	13,9	20,3	6,4	0,684	6,8	10,7	27	43	212	384
45-49	16,7	24,3	7,6	0,688	6,6	9,1	4	9	27	79
50 et plus	14,8	25,5	10,7	0,582	9,6	19,0	7	22	57	191
Varie	15,1	34,0	19,9	0,446	3,9	23,8	1	1	5	7

un peu plus courte pour les travailleurs les mieux rémunérés. Il est intéressant de noter que les individus qui travaillent plus de 45 heures par semaine ne voient pas leur revenu augmenter pour autant. Ce groupe comprend probablement un ensemble de petits entrepreneurs qui "sont toujours à leurs affaires", de professionnels qui travaillent chez eux, et d'employés payés à l'heure qui font du temps supplémentaire, par choix ou non.

Le travail à temps partiel a un effet dévastateur sur le revenu des hommes, mais un effet bien moindre sur celui des femmes. Dans la catégorie des moins de 20 heures, il n'y a qu'une légère différence entre les revenus moyens des hommes et ceux des femmes; l'écart s'accroît à 7 000$ dans la catégorie des 20 à 29 heures, et à une moyenne d'environ 9 000$ pour les 30 heures et plus. On en conclut que le travail à temps partiel des femmes ressemble assez à leur travail à plein temps, alors que le travail à temps partiel semble confiner les hommes à un rôle marginal. Ainsi, les facteurs structurels importants qui expliquent les faibles rémunérations des femmes font que le travail à temps partiel est moins désavantageux pour les femmes que pour les hommes.

c) La propriété du capital, la taille de l'entreprise et la syndicalisation

Le tableau 5 illustre l'effet sur le revenu de la propriété du capital de l'entreprise, de l'emploi dans le secteur privé par opposition à l'emploi dans le secteur public, et enfin de la syndicalisation. Les propriétaires d'entreprises peuvent être des co-propriétaires et des propriétaires uniques, de même que des personnes travaillant à leur propre compte et sans employés. La condition des femmes propriétaires

Tableau 5

Le revenu provenant de l'emploi, selon la propriété du capital, la taille de l'entreprise et la syndicalisation

Propriété/taille de l'entreprise et syndicalisation	Moyenne (en milliers de dollars)				Écart-type		Distribution des pourcentages		Nombre d'observations	
	Sexe féminin	Sexe masculin	Différence	Ratio	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin
Propriétaires uniques ou co-propriétaires (y compris les personnes à leur propre compte)										
0-4 employés	11,1	23,3	12,2	0,475	13,5	17,5	6	13	45	112
5-29 employés	16,7	33,0	16,3	0,505	11,0	18,4	3	4	21	34
30 employés ou plus	10,4	57,7	47,3	0,180	10,7	34,3	1	2	7	16
Employeur privé										
0-4 employés	9,6	13,9	4,3	0,692	6,2	4,7	8	8	59	68
5-29 employés	10,6	16,7	6,1	0,633	4,7	7,2	16	13	123	113
30-199 employés	12,8	20,7	7,9	0,617	5,5	10,1	22	18	169	162
200 employés ou plus	14,4	25,1	6,3	0,694	6,3	13,5	19	21	147	189
Employé du gouvernement	18,0	23,0	5,0	0,784	6,8	8,2	27	22	209	196
Non syndiqué	12,7	22,8	10,1	0,555	7,7	16,0	71	67	556	597
Syndiqué	16,9	22,1	5,2	0,765	5,8	7,6	29	33	224	293

d'entreprises est loin d'être aussi bonne que celle de leurs homologues masculins: de façon proportionnelle et absolue, l'écart est plus grand que celui entre les travailleurs des deux sexes qui sont employés. Le nombre d'observations dans certaines de ces catégories est très petit et un sondage distinct auprès des entrepreneurs et des personnes travaillant à leur propre compte, ou un sondage beaucoup plus représentatif, serait nécessaire pour que l'analyse soit vraiment intéressante. Mais il est indiscutable que la concentration de la propriété du capital entre les mains des hommes, surtout dans les grandes entreprises, explique en partie les inégalités de rémunération.

En ce qui concerne les employés des entreprises privées, la taille de l'entreprise a aussi une très grande influence sur leur rémunération. Les firmes qui ont moins de cinq employés paient aux femmes un salaire moyen annuel de 9 600$ seulement et aux hommes 13 900$; les firmes qui ont 200 employés ou plus paient aux femmes une moyenne de 14 400$ par année et aux hommes 25 100$. Proportionnellement, les femmes s'en tirent mieux par rapport aux hommes dans les catégories de la plus petite taille et de la plus grande taille de l'entreprise. La répartition des femmes et des hommes dans les entreprises de différentes tailles est assez uniforme. Les femmes sont un peu plus enclines que les hommes à travailler dans la fonction publique et la condition des femmes fonctionnaires est meilleure par rapport à celles des femmes travaillant à leur propre compte et des femmes employées dans le secteur privé. Elles gagnent en moyenne 18 000$ par année, ou 78 p. 100 de la moyenne masculine de 23 000$. Il est possible que la structure professionnelle de l'emploi dans le secteur

public joue en faveur des femmes ou que les gouvernements se soient appliqués davantage à égaliser la condition des femmes et celle des hommes.

Les données sur l'appartenance à un syndicat sont également intéressantes: les femmes syndiquées gagnent en moyenne 16 900$ par année, et les femmes non syndiquées 12 700$, les hommes syndiqués gagnent en moyenne 22 100$ par année, ce qui n'est pas loin des 22 800$ des non syndiqués. Les femmes semblent profiter de l'appartenance à un syndicat plus que les hommes, mais ce n'est que lorsque les contrôles statistiques seront abordés (plus tard dans le présent exposé) que l'effet de la syndicalisation pourra être convenablement évalué. Les professions des syndiqués sont différentes de celles des non syndiqués et il est possible qu'il y ait aussi entre eux des différences dans le niveau de scolarité, d'expérience et le reste. On ne peut conclure sur l'effet de la syndicalisation en l'absence de contrôle pour ces variables.

d) Les effets professionnels et industriels

La distribution des hommes et des femmes parmi les professions et les industries est loin d'être uniforme. Les niveaux de rémunération varient largement selon la profession ou l'industrie, ce qui peut expliquer en partie les inégalités de rémunération en raison du sexe. Jusqu'à maintenant, les tentatives de quantification des effets de cette ségrégation ont échoué pour des raisons méthodologiques. À moins de se servir des données du recensement décennal, on s'est rendu compte que, pour comparer les professions et les industries, il fallait les classer en un petit nombre de groupes homogènes. La manière de s'y prendre n'est pas évidente. En ce qui concerne l'industrie, on a souvent essayé de diviser les économies avancées en seulement deux secteurs: le noyau et la périphérie.

Malheureusement, la séparation n'est pas aussi simple parce que de nombreuses industries présentent des particularités qui les rendent difficiles à classer[11]. L'industrie de la banque, par exemple, est hautement concentrée et lucrative, mais ses effectifs ne sont pas très bien rémunérés (comme ce devrait être le cas pour les employeurs du "noyau"). Les mêmes problèmes surgissent dans la classification des professions.

Toutefois, il nous est possible d'esquiver le problème général de la classification. Ce dont il faut se rappeler, c'est que certaines professions et industries offrent des salaires élevés et d'autres des salaires faibles. S'il était possible de déterminer les salaires moyens de chaque profession ou industrie, on pourrait simplement les mettre en corrélation avec les salaires individuels, obtenus à partir du sondage d'un échantillon, pour mesurer l'effet de l'industrie ou de la profession sur les rémunérations. Il peut sembler tout à fait tautologique qu'il y ait une relation entre les salaires moyens de certaines professions et les salaires des membres de ces professions, mais il n'est pas nécessaire que l'amplitude des corrélations soit très grande. A l'intérieur même des professions et des industries, les revenus provenant de l'emploi varient sensiblement, en raison des différences entre les employés syndiqués et ceux qui ne le sont pas, des différences dans la taille des firmes, des différences dans le niveau d'instruction et d'expérience des individus, etc.

La connaissance des salaires moyens pose un problème. Seules sont disponibles les données professionnelles du recensement décennal et on ne connaît pas encore les résultats du recensement de 1981. On a donc utilisé les salaires moyens du recensement de 1971, lesquels se rapportent

aux gains de l'année 1970[12]. Dans la mesure où le statut relatif des professions s'est modifié durant les 11 dernières années, la relation observée entre les rémunérations professionnelles et nos données individuelles s'en trouvera réduite. Le sondage auprès des grandes firmes, effectué par Statistique Canada, procure des renseignements récents sur les salaires versés dans la plupart des industries. Les salaires versés dans la fonction publique ont été recueillis à partir des divers périodiques traitant des trois niveaux de gouvernement[13]. Quant aux autres industries, notamment l'agriculture, la pêche, l'éducation et les services médicaux, on a fait des estimations à partir du recensement de 1971[14].

C'est principalement dans l'analyse de régression qui suit la présente section que les effets de ces variables seront évalués, mais quelques commentaires généraux s'imposent. La corrélation entre les salaires individuels de 1981 et les moyennes professionnelles de 1970 est très forte, 0,54. Un bon 30 p. 100 de la variante dans le revenu d'emploi s'explique d'emblée par la structure des rémunérations professionnelles, malgré la variation parmi les individus de chacune des 500 catégories professionnelles du recensement. Notre mesure du pourcentage des femmes dans une profession a une corrélation de - 0,46 avec le salaire moyen de la profession et de - 0,31 avec les salaires individuels. Les femmes sont donc plus susceptibles d'exercer des professions à faible rémunération et ce facteur explique en grande partie l'écart entre les rémunérations. On a introduit, pour les hommes et pour les femmes respectivement qui ont été interrogés durant notre sondage, une troisième variable en prenant la différence entre le salaire moyen dans une profession et la moyenne pour les hommes et pour les femmes telle qu'elle ressort du recensement de

1971[15]. L'inclusion de cette variable dans la régression montre dans quelle mesure l'effet de la profession résulte des différences globales de revenu parmi les professions et dans quelle mesure il résulte des différences entre les rémunérations des femmes et des hommes à l'intérieur de chaque profession. À l'extrême, les professions pourraient toutes avoir des salaires moyens égaux tandis que les femmes et les hommes à l'intérieur de chaque profession gagneraient des salaires très différents. La régression mesure à la fois les différences globales entre les professions et les différences entre les moyennes masculines et féminines au sein des professions.

On constate que la relation entre les moyennes industrielles et les rémunérations individuelles n'est pas aussi marquée qu'entre les moyennes professionnelles et les rémunérations individuelles, mais le coefficient de corrélation de 0,27 est tout de même important. La proportion des femmes dans une industrie a une corrélation de - 0,41 avec le salaire moyen de l'industrie; la corrélation entre les salaires individuels d'une industrie et le pourcentage des femmes dans cette industrie est également négatif, - 0,14. La concentration des femmes dans les industries à faibles rémunérations explique donc une partie importante de l'écart entre les salaires.

On peut se faire une idée du très grand effet de la ségrégation professionnelle et de la structure des rémunérations professionnelles en attribuant aux éléments de l'échantillon les revenus moyens de leurs professions (au lieu de leurs propres revenus). Les caractéristiques individuelles, comme l'instruction et l'expérience, se trouvent ainsi éliminées, sauf dans la mesure où les professions dans leur ensemble sont à

ces titres différenciées. L'écart qui en résulte entre les salaires moyens des femmes et ceux des hommes est de 7 200$, soit un peu plus de 80 p. 100 de la différence totale observée entre les revenus individuels de l'échantillon entier. Le chiffre correspondant obtenu à partir des revenus moyens des industries est 2 700$, donc la ségrégation et la structure des rémunérations dans l'industrie ne constituent pas des causes aussi importantes d'écart entre les revenus des femmes et ceux des hommes.

e) Les relations de pouvoir dans le milieu de travail

Les données du tableau 6 portent sur trois aspects du pouvoir: la participation à la planification des activités futures de l'organisation, les responsabilités de supervision, et la proximité de la propre surveillance du travailleur[16]. Les diverses mesures démontrent une tendance remarquablement uniforme: au fur et à mesure que leurs responsabilités augmentent, les femmes reçoivent moins de récompenses que les hommes. Par exemple, les femmes qui ne supervisent personne reçoivent un salaire moyen de 12 800$ par année, les hommes de 18 800$; les femmes qui supervisent entre deux et neuf employés voient leur salaire augmenter d'environ 2 700$, celui des hommes augmente en moyenne d'environ 5 000$. Les écarts proportionnels et absolus entre les hommes et les femmes ont tendance à augmenter. La différence de revenu attribuable au sexe est en moyenne de 6 000$ par année pour les travailleurs qui ne participent pas à la planification, et de 11 400$ pour ceux qui y participent. Les femmes sont moins susceptibles que les hommes de participer à la planification (33 p. 100 des femmes y participent, 45 p. 100 des hommes) et d'assumer des responsabilités de supervision (41 p. 100 des femmes assument de telles responsabilités, contre 53 p. 100 pour les hommes). Ces différences sont

Tableau 6

Le revenu provenant de l'emploi, selon les variables de pouvoir dans le milieu de travail

Planification, surveillance	Moyenne (en milliers de dollars)				Écart-type		Distribution des pourcentages		Nombre d'observations	
	Sexe féminin	Sexe masculin	Différence	Ratio	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin
Participation à la planification										
Non	13,1	19,1	6.0	0,686	6,1	8,3	67	55	525	491
Oui	15,5	26,9	11.4	0,577	9,5	17,5	33	45	256	399
Nombre de subalternes										
Aucun	12,8	18,8	6,0	0,679	7,2	10,8	59	47	461	421
1	12,8	23,4	10,6	0,546	6,7	11,0	7	6	52	51
2	15,3	22,3	7,0	0,687	6,1	10,4	8	7	62	66
3-4	15,7	23,9	8,2	0,657	8,0	14,1	9	11	68	100
5-9	15,2	24,8	9,5	0,615	7,8	11,4	11	13	84	111
10-19	16,9	25,9	9,0	0,692	8,8	13,4	3	9	26	76
20 et plus	19,8	36,8	17,0	0,539	7,3	24,5	4	7	28	65
Pourcentage de temps passé à la supervision des autres										
Aucun	12,7	18,8	6,1	0,678	7,2	10,7	59	47	457	414
Moins de 25%	14,8	23,7	8,9	0,746	8,4	11,3	13	14	99	122
Environ 25%	15,5	23,6	8,1	0,657	7,5	15,1	11	15	87	136
Environ 50%	17,0	27,7	10,7	0,613	6,2	14,4	8	10	63	86
Environ 75%	15,6	33,5	17,9	0,465	7,5	25,3	4	5	33	41
Plus de 75%	15,0	27,2	12,2	0,549	7,2	13,4	5	10	42	91
Fréquence de la supervision										
Plusieurs fois par jour	11,6	17,8	6,2	0,654	5.0	6,2	8	9	64	84
Une ou deux fois par jour	13,0	19,1	6,0	0,684	4.8	6,9	12	14	94	125
2-3 fois par semaine	12,2	19,3	7,1	0,632	5.1	7,4	6	7	49	62
Moins souvent	14,9	23,3	8,4	0,641	6.9	11,6	52	41	402	368
Pas de superviseur	13,2	25,8	12,5	0,514	10.4	20,0	22	28	172	250

relativement faibles et traduisent la hiérarchie complexe qui a cours dans le milieu de travail aujourd'hui. Il n'y a pas de doute qu'une analyse des postes de commande de niveau supérieur révélerait des différences beaucoup plus prononcées entre les hommes et les femmes, tant en ce qui concerne le pourcentage de femmes occupant de tels postes qu'en ce qui concerne leurs niveaux de revenu.

Le modèle décrit ici ressemble beaucoup à ce qui a été observé concernant l'expérience professionnelle. Les femmes sont moins susceptibles d'accéder à des postes de responsabilité et les femmes occupant de tels postes reçoivent, pour la responsabilité accrue qu'ils supposent, beaucoup moins de compensation que les hommes. Faire accéder davantage de femmes à des postes de responsabilité n'aurait qu'un effet négligeable sur l'écart global entre les sexes. Les récompenses afférentes aux postes de responsabilité varient probablement d'un employeur à l'autre. Ces données ne prouvent pas que les hommes et les femmes ayant les mêmes responsabilités de supervision dans les mêmes firmes ne reçoivent pas les mêmes salaires. La plus grande partie de cet effet résulterait plutôt de structures salariales différentes d'un employeur à l'autre; les femmes sont susceptibles d'assumer des responsabilités de supervision dans les firmes où de telles responsabilités sont peu récompensées.

Les comparaisons des cinq facteurs

L'analyse de régression de tous les facteurs pris ensemble

La première analyse de régression pose l'hypothèse importante selon laquelle l'effet de chaque variable sur la rémunération est égale à sa moyenne pour l'échantillon complet, toutes les femmes et tous les hommes étant compris. Il en résulte des estimations de l'effet de

l'égalisation de la distribution de chacune des variables indépendantes sur l'écart de rémunération. La seconde régression sera suivie d'une analyse qui vérifiera la validité de l'hypothèse à l'effet que chacune des variables affecte également les revenus des hommes et ceux des femmes. En langage statistique, il s'agit de tester l'importance des interactions entre le sexe et les autres variables indépendantes, soit l'instruction, l'expérience et le reste. Les tableaux 1 à 6 indiquent que la rémunération versée aux hommes et aux femmes n'est pas affectée de la même façon par le travail à temps partiel, l'expérience et les responsabilités de supervision. Il est possible de réduire ces effets d'interaction en contrôlant sur le plan des statistiques les autres variables, mais de nouvelles interactions peuvent aussi être créées. Les interactions entre le travail à temps partiel et les autres variables feront aussi l'objet de notre étude afin d'en apprendre davantage quant à l'expérience du grand nombre de femmes travaillant à temps partiel.

Le tableau 7 donne les résultats de l'analyse métrique du revenu; les coefficients se lisent tout simplement comme des valeurs exprimées en dollars. Le tableau 8 présente les résultats de l'analyse de régression semi-logarithmique; les coefficients des six premières colonnes de gauche sont des multiplicateurs (obtenus en élevant le nombre 10 à la puissance indiquée par les coefficients réels de régression). Les valeurs supérieures à un signifiant que des valeurs plus élevées d'une variable indépendante augmenteraient le revenu, et les valeurs inférieures à un indiquent le contraire. Tout comme le fait remarquer l'introduction à ces données, les deux modèles de régression donnent des aperçus complémentaires

du processus de détermination du revenu. En multipliant le coefficient de régression approprié et la différence entre les revenus moyens des femmes et des hommes, on obtient une estimation de la contribution de chacune des variables à l'écart entre les rémunérations. Ces valeurs figurent dans les deux colonnes de droite du tableau 7.

a) Les effets principaux

La mesure la plus simple du succès de notre entreprise, pour autant qu'elle consiste à expliquer les causes des inégalités de rémunération entre les femmes et les hommes, est fournie par l'examen de l'écart résiduel lorsque toutes les variables sont contrôlées. Encore une fois, on suppose que les femmes et les hommes ont les mêmes niveaux d'instruction et d'expérience, que leur répartition par profession et par industrie est uniforme, et ainsi de suite. Nous avons vu que les femmes en 1981 gagnent en moyenne 8 700$ de moins par année que les hommes. Cet écart n'est plus que de 2 800$ (voir le coefficient de - 2,8 pour le sexe à la première rangée du tableau 7) lorsque toutes les variables de la régression sont maintenues constantes. L'égalisation simultanée des caractéristiques des femmes et des hommes et de leurs aptitudes à convertir ces caractéristiques en revenu permettrait d'éliminer près des deux tiers des inégalités de rémunération. Le chiffre de 2 800$ suppose, par exemple, que les femmes et les hommes ont la même expérience et que les récompenses pour chaque année d'expérience supplémentaire (très inégales en ce moment, voir le tableau 2) sont les mêmes pour les hommes et les femmes. Qu'en est-il de ce chiffre résiduel de 2 800$ qui "survit" au contrôle de toutes les variables indépendantes? On l'identifie parfois comme étant l'estimation de la "discrimination pure", l'hypothèse étant qu'il représente l'effet de la discrimination

envers les femmes puisqu'on ne peut l'expliquer "rationnellement" en se servant des caractéristiques des individus. La difficulté de cette conclusion est que la discrimination cause de toute évidence quelques-unes des différences observées au niveau des variables maintenues constantes; par exemple, la répartition des femmes par profession traduit les effets de pratiques répandues dans certaines institutions scolaires et entreprises, qui dirigent les femmes vers un nombre restreint de professions peu rémunérées.

Tableau 7

La régression métrique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables

Variable indépendante	Régression qui inclut le sexe et chaque groupe de variables séparément (les valeurs sont des coefficients de régression du revenu exprimé en milliers de dollars)					Régression qui inclut toutes les variables				Écart entre la moyenne des femmes et celle des hommes
	Capital humain	Heures de travail	Propriété du capital et syndicalisation	Profession et industrie	Relations de pouvoir	Coeff. de régr.	Erreur-type	Ratio t	Coef. de régr. X diff. moy.	
Sexe (diff. des moyennes =8,7)	-7,1*	-7,8*	-7,7*	-4,1*	-7,7*	-2,8*	1,1	-2,61		
Variables de capital humain										
Scolarité, en années	0,67					0,33*	0,11	2,98	-0,1	-0,2
Cours secondaire	0,9*					0,3	0,6	0,42	0,0	0,097
Diplôme universitaire	6,6					3,6*	0,8	4,20	-0,2	0,045
Expérience, en années	0,20*					0,08*	0,03	3,12	-0,6	-6,8
Expérience au carré (mesurée à partir de la moyenne)	-0,010*					-0,007*	0,001	-5,89	0,6	-87,3
Ancienneté auprès de l'employeur										
Dans le même emploi	0,13*					0,12*	0,03	3,32	-0,2	-1,3
Dans un autre emploi	0,41*					0,26*	0,05	5,34	-0,7	-2,7
Interruptions de travail										
Une	0,3					-0,4	1,0	-0,40	-0,1	0,247
Deux ou plus	-0,5					-0,4	1,0	-0,38	-0,1	0,211
Années d'inactivité	-0,06					0,11	0,08	1,47	0,3	2,90
Heures de travail par semaine (en comparaison avec 30 ou plus)										
1-19		-5,7*				-4,9*	1,0	-4,87	-0,5	0,112
20-29		-3,2*				-1,5*	0,9	-1,60	-0,1	0,092

Tableau 7 (suite)

La régression métrique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables

Variable indépendante	Régression qui inclut le sexe et chaque groupe de variables séparément (les valeurs sont des coefficients de régression du revenu exprimé en milliers de dollars)					Régression qui inclut toutes les variables				Écart entre la moyenne des femmes et celle des hommes
	Capital humain	Heures de travail	Propriété du capital et syndicalisation	Profession et industrie	Relations de pouvoir	Coeff. de régr.	Erreur-type	Ratio t	Coef. de régr. X diff. moy.	
Propriété du capital/Nombre d'employés (en comparaison avec les travailleurs des entreprises de 200 employés ou plus)										
Entrepreneurs										
Moins de 5 employés			-1,7			1,8	1,0	1,76	-0,1	-0,068
5-29 employés			6,4*			4,9*	1,4	3,63	-0,1	-0,012
30 employés ou plus			23,6*			17,7*	2,0	9,04	-0,2	-0,009
Employés										
Moins de 5 employés			-8,5*			-3,3*	1,0	-3,44	0,0	0,000
5-29 employés			-6,3*			-2,2*	0,8	-2,90	-0,1	0,030
30-199 employés			-3,8*			-1,5*	0,8	-1,96	-0,1	0,037
Fonctionnaires			0,8			-1,1	0,7	-1,67	-0,1	0,047
Appartenance syndicale			-0,5			1,6*	0,6	2,75	-0,1	-0,042
Profession										
Rémunération moyenne				0,517*		0,309*	0,026	12,02	-2,2	-7,2
Écart entre la rémunération moyenne et la moyenne du sexe R				0,20+		0,14	0,08	1,71	-0,7	-5,2
Proportion de femmes				2,1		0,02	1,4	0,02	0,0	0,466

Tableau 7 (suite)

La régression métrique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables

Variable indépendante	Régression qui inclut le sexe et chaque groupe de variables séparément (les valeurs sont des coefficients de régression du revenu exprimé en milliers de dollars)					Régression qui inclut toutes les variables				Écart entre la moyenne des femmes et celle des hommes
	Capital humain	Heures de travail	Propriété du capital et syndicalisation	Profession et industrie	Relations de pouvoir	Coeff. de régr.	Erreur-type	Ratio t	Coef. de régr. X diff. moy.	
Industrie										
Rémunération moyenne				0,208*		0,184*	0,051	3,60	-0,5	-2,7
Proportion de femmes				-1,1		-1,6	1,4	-1,09	-0,3	0,195
Relations de pouvoir										
Supervise										
Oui					2,3*	0,9	0,6	1,41	-0,1	-0,120
Proportion du temps					-0,16	-1,0	1,1	-0,89	-0,1	-0,071
Nombre d'individus à superviser					0,19*	0,09*	0,02	4,82	-0,2	-2,5
Fait de la planification					3,3*	1,0	0,6	1,64	-0,1	-0,120
Est supervisé										
Plusieurs fois par jour					-0,6	-0,4	0,9	-0,51	0,0	-0,013
Sans superviseur					2,4*	0,5	0,6	0,84	0,0	0,043
Régression constante	9,0*	22,8*	24,0*	6,6*	17,1	4,1	1,8	2,26		
R^2 (sexe seulement = 0,118)	0,316	0,133	0,251	0,349	0,243	0,497				

+sensiblement différent de zéro à 0,05.
*sensible à 0,01.

Tableau 8

La régression semi-logarithmique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables

Variable indépendante	Régression qui inclut le sexe et chaque groupe de variables séparément (les valeurs sont des multiplicateurs qui indiquent l'effet de l'augmentation d'une unité de la variable indépendante)					Régression qui inclut toutes les variables			
	Capital humain	Heures de travail	Propriété du capital et syndicalisation	Profession et industrie	Relations de pouvoir	Multiplicateur	Coeff. de Régr.	Erreur-type	Ratio t
Sexe (ratio des moyennes =,615)	0,662*	0,677*	0,616	0,733	0,642	0,802*	0,096	0,023	-4,14
Variables de capital humain									
Scolarité, en années	1,0323*					1,0153*	0,0066	0,0024	2,74
Cours secondaire	1,100+					1,064	0,027	0,014	1,94
Diplôme universitaire	1,260*					1,100*	0,042	0,018	2,27
Expérience, en années	1,0100*					1,0054*	0,0024	0,006	4,21
Expérience au carré (mesurée à partir de la moyenne)	0,99944*					0,99965*	-0,00015	0,00003	-5,79
Ancienneté auprès de l'employeur									
Dans le même emploi	1,0035*					1,0034	0,0015	0,0008	1,89
Dans un autre emploi	1,0177*					1,0079*	0,0034	0,0011	3,24
Interruptions de travail									
Une	1,007					1,023	0,010	0,021	0,47
Deux ou plus	0,944					1,004	0,002	0,022	0,08
Années d'inactivité	0,9936					1,0053	0,0023	0,0017	1,38
Heures de travail par semaine (en comparaison avec 30 ou plus)									
1-19		0,552*				0,612*	-0,213	0,021	-9,91
20-29		0,726				0,797*	-0,099	0,020	-4,95

Tableau 8 (suite)

La régression semi-logarithmique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables

Variable indépendante	Régression qui inclut le sexe et chaque groupe de variables séparément (les valeurs sont des multiplicateurs qui indiquent l'effet de l'augmentation d'une unité de la variable indépendante)					Régression qui inclut toutes les variables			
	Capital humain	Heures de travail	Propriété du capital et syndicalisation	Profession et industrie	Relations de pouvoir	Multiplicateur	Coeff. de Régr.	Erreur-type	Ratio t
Propriété du capital/Nombre d'employés (en comparaison avec les travailleurs des entreprises de 200 employés ou plus)									
Entrepreneurs									
Moins de 5 employés			0,745*			0,905	-0,044	0,022	1,94
5-29 employés			1,250*			1,164+	0,061*	0,029	2,25
30 employés ou plus			1,573*			1,262+	0,101*	0,042	2,40
Employés									
Moins de 5 employés			0,620*			0,807*	-0,093	0,021	-4,47
5-29 employés			0,720*			0,862*	-0,065	0,016	-3,92
30-199 employés			0,830*			0,912+	-0,040	0,016	-2,49
Fonctionnaires			1,078			0,971	-0,013	0,014	-0,89
Appartenance syndicale			1,063			1,156*	0,063	0,013	4,88
Profession									
Salaire moyen				1,0204*		1,0120*	0,0052	0,00054	9,46
Ecart entre la rémunération moyenne et la moyenne du sexe R				1,0064		1,0047	0,0020	0,0018	1,15
Proportion de femmes				1,101		0,985	-0,006	0,029	-0,23

Tableau 8 (suite)

La régression semi-logarithmique du revenu provenant de l'emploi, en utilisant toutes les variables

Variable indépendante	Régression qui inclut le sexe et chaque groupe de variables séparément (les valeurs sont des multiplicateurs qui indiquent l'effet de l'augmentation d'une unité de la variable indépendante)					Régression qui inclut toutes les variables			
	Capital humain	Heures de travail	Propriété du capital et syndicalisation	Profession et industrie	Relations de pouvoir	Multiplicateur	Coeff. de Régr.	Erreur-type	Ratio t
Industrie									
Rémunération moyenne				1,0255*		1,0176+	0,0079	0,0011	2,49
Proportion de femmes				1,149		1,034*	0,015	0,031	4,88
Relations de pouvoir									
Supervise									
Oui					1,206*	1,093	0,039*	0,014	2,83
Proportion du temps					1,030	0,979	-0,009	0,023	-0,41
Nombre d'individus à superviser					1,0063*	1,0017	0,00075	0,00040	1,89
Fait de la planification					1,059	1,059+	0,025	0,013	1,97
Est supervisé									
Plusieurs fois par jour					0,946	0,964	-0,016	0,019	-0,86
Sans superviseur					1,058	1,027	0,012	0,013	0,93
Constante de régression (logarithme)	1,017*	1,298*	1,327*	0,849*	1,201*	—	0,847	0,039	21,77
R^2 (sexe seulement =.118)	0,321	0,210	0,270	0,354	0,232	0,504			

+sensiblement différent de zéro à 0,05.
*sensible à 0,01.

Si nous examinons la régression semi-logarithmique du tableau 8, nous obtenons les valeurs des multiplicateurs qui donnent le ratio des rémunérations des femmes par rapport à celles des hommes ainsi que la mesure des effets des autres variables. Lorsqu'on ne tient pas compte des autres variables, le ratio du salaire moyen des femmes par rapport à celui des hommes est de 0,615 comparativement à 0,802 (première rangée, tableau 8) lorsque toutes les variables sont maintenues constantes; ainsi, près de la moitié de l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes disparaît. Ce résultat semble contraire à celui que nous avons obtenu de la régression métrique, selon lequel les deux tiers de l'écart seraient éliminés par l'égalisation des attributs personnels et de leur potentiel de gain. L'effet plus important de "discrimination pure" obtenu dans la régression semi-logarithmique traduit le réalignement du revenu, ce qui explique les hypothèses différentes des deux modèles; il ne s'agit donc pas tout simplement de décider quelle estimation est la bonne. Les capacités globales de prédiction des deux modèles, c'est-à-dire la mesure dans laquelle les variables indépendantes donnent des estimations exactes de rémunération, sont à peu près identiques. Les modèles métrique et semi-logarithmique expliquent respectivement 0,497 et 0,504 de la variance du revenu.

En égalisant seulement l'instruction, l'expérience, l'ancienneté et les retraits du marché du travail, on réduit l'écart de 8 700$ à 7 000$ et augmente le ratio du revenu des femmes par rapport à celui des hommes de 0,615 à 0,662. La première colonne du tableau 7 donne les effets de ces variables lorsque les quatre autres facteurs ne sont pas contrôlés. Les chiffres correspondants de la colonne suivante indiquent l'effet de ces variables lorsque tous les facteurs sont pris en considération.

Chaque année d'instruction augmente le revenu de 670$ (le coefficient est de 0.67 mille ou 670$) en moyenne par année, mais l'effet net n'est que de 330$ par année (c'est-à-dire 0,33 mille) lorsque toutes les autres variables sont introduites. La différence entre ces deux valeurs provient du fait que, lorsqu'on fait intervenir la profession, l'industrie, la syndicalisation et toutes les autres variables dans la régression, l'effet de l'instruction se révèle attribuable en partie à ces autres facteurs. Selon la régression semi-logarithmique, chaque année d'instruction multiplie le revenu par un facteur de 1,0323 (ou 3,23 p. 100, composé, par année) lorsque l'expérience est maintenue constante, et par 1,0153 (ou 1,5 p. 100, composé) lorsque toutes les variables sont maintenues constantes (voir la rangée 2, tableau 8). En plus de l'effet des années scolaires supplémentaires qu'il suppose, le diplôme universitaire augmente le revenu moyen de 6 600$ si l'expérience, l'ancienneté et le retrait du marché du travail sont contrôlés, et de 3 600$ si toutes les variables sont maintenues constantes. Le nombre total d'années d'expérience, l'ancienneté auprès de l'employeur actuel dans un poste différent de celui occupé au moment de l'entrevue et l'ancienneté dans le même emploi avec l'employeur actuel ajoutent respectivement 80$, 260$ et 120$ par année au revenu provenant de l'emploi, lorsque toutes les variables sont contrôlées. Compte tenu du fait que la durée d'emploi chez l'employeur actuel est comptée deux fois dans cette équation (à la fois dans la variable de l'expérience totale et dans celle de l'ancienneté), il est évident que l'expérience avec le même employeur et les promotions jouent un rôle important dans la détermination du revenu. Comme on l'a vu précédemment

(et nous le vérifierons encore dans ce qui suit), les femmes semblent tirer moins de profit de l'expérience acquise auprès des employeurs précédents et actuels, ce qui pourrait être un domaine de concentration important pour des mesures de redressement.

Le coefficient négatif du carré de l'expérience confirme tout simplement le modèle bien connu du revenu décroissant chez les groupes plus âgés. Le retrait du marché du travail n'a pas d'effet important sur le plan des statistiques sur le revenu lorsque les autres facteurs sont contrôlés, résultat qui n'est pas inattendu vu l'absence d'effet (au tableau 2 ci-dessus) lorsqu'aucune autre variable n'est considérée. La régression semi-logarithmique donne des résultats similaires sauf qu'il en ressort comparativement aux résultats ci-dessus des effets plus importants, pour le nombre total d'années d'expérience par rapport à l'ancienneté avec l'employeur actuel, et pour l'ancienneté avec l'employeur actuel et dans un emploi antérieur par rapport à l'ancienneté dans l'emploi actuel.

Le fait que les femmes occupent un emploi à temps partiel en plus grand nombre que les hommes explique près de 900$ de l'écart total de 8 700$ par année entre les sexes. Étant donné que l'effet du travail à temps partiel est concentré au bas de l'échelle des revenus, la régression semi-logarithmique accorde une valeur un peu plus élevée au gain à réaliser; le revenu moyen des femmes augmenterait de 0,615 à 0,677 par rapport à celui des hommes, soit de presque 1 750$. Ici, la première estimation de 900$ fournie par la régression métrique semble plus plausible. Les travailleurs qui travaillent moins de 20 heures par semaine ont un manque à gagner de 5 700$ par année par rapport à ceux qui travaillent 30 heures ou plus par semaine, et les travailleurs qui travaillent de 20 à 29 heures par semaine en ont un de 3 200$ par année. Ces deux chiffres tombent à 4 900$ et 1 500$ quand les autres facteurs sont maintenus

constants. Les faibles revenus de ceux qui travaillent moins de 20 heures par semaine seraient donc attribuables au statut à temps partiel lui-même; cependant, dans le cas des travailleurs appartenant à la catégorie des 20 à 29 heures, leur instruction, leur expérience, leur profession, leur sexe et ainsi de suite expliquent la moitié de leur manque à gagner.

D'après l'équation métrique, l'égalisation de la propriété du capital, de la taille de l'entreprise et de la syndicalisation aurait pour effet d'augmenter de 1 000$ les salaires des femmes. L'équation semi-logarithmique ne prédit pratiquement aucun effet car elle réduit l'importance du petit nombre de revenus élevés que l'on retrouve chez les propriétaires de grandes entreprises. À part la probabilité moins élevée que les femmes soient propriétaires d'entreprise, la répartition des hommes et des femmes varie peu suivant la taille de l'entreprise. Le groupe de comparaison pour ces données est constitué des travailleurs des entreprises privées de 200 employés ou plus. Les <u>employeurs</u> qui ont moins de cinq employés et les fonctionnaires s'en tirent à peu près aussi bien que le groupe de comparaison. Les <u>employeurs</u> qui ont de 5 à 29 travailleurs, et ceux qui en ont 30 et plus, s'en tirent mieux avec 6 400$ et 23 600$ de plus respectivement; par ailleurs, les <u>employés</u> des compagnies privées qui embauchent moins de cinq travailleurs, de 5 à 29 travailleurs et de 30 à 199 travailleurs sont défavorisés, avec des gains en moins de 8 500$, 6 300$ et 3 800$ respectivement. En maintenant constantes les autres variables, on réduit de beaucoup ces inégalités, ce qui laisse supposer, par exemple, que la faible rémunération versée par les très petits employeurs tient beaucoup aux professions et aux caractéristiques des personnes qu'ils embauchent. Les seuls chiffres qui ne sont pas affectés sont ceux concernant les employeurs, leurs revenus plus importants ne

traduisant pas leurs caractéristiques personnelles propres, mais plutôt le fait qu'ils sont employeurs. Au total, l'appartenance à l'une de ces catégories explique à peu près 700$ de l'écart de revenu.

En moyenne, les travailleurs syndiqués touchent un dérisoire montant (c'est-à-dire que cette valeur pourrait être de zéro) de 500$ de moins par année que ceux qui ne sont pas syndiqués. Cependant, toutes choses étant égales par ailleurs, les syndiqués gagnent en moyenne 1 600$ de plus que leurs homologues non syndiqués. La régression semi-logarithmique donne une estimation quelque peu plus élevée, à savoir que les salaires des syndiqués sont de 6,3 p. 100 supérieur à ceux de leurs homologues non syndiqués.

La plus grande partie de l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes est de loin attribuable à leur répartition par profession et par industrie. Les différences entre les <u>moyennes</u> des variables professionnelles et industrielles expliquent 4 600$ de l'écart total de 8 700$ entre les sexes! Cet effet est presque entièrement attribuable aux inégalités de rémunération selon la profession et l'industrie. Au-delà de l'effet de ces moyennes, le pourcentage des femmes au sein d'une profession ou d'une industrie et les différences de salaires entre les femmes et les hommes appartenant à la même profession n'ont pas d'effet important sur les salaires du point de vue des statistiques. Lorsque tous les autres facteurs sont contrôlés, chaque 1 000$ du revenu <u>moyen</u> d'une profession augmente le revenu annuel <u>individuel</u> de 309$, ou bien (d'après la régression semi-logarithmique) le multiplie par 1,20 p. 100; chaque 1 000$ du revenu moyen d'une industrie a un effet de 184$, ou, 1,76 p. 100[17]. Les salaires moins élevés des femmes reflètent surtout le fait qu'elles

travaillent dans des professions et des industries à faible rémunération. Par surcroît, l'écart entre le salaire moyen d'une profession et le salaire propre à son sexe est également dépourvu d'effet. Bien sûr, les faibles salaires ont tendance à aller de pair avec des proportions importantes de travailleuses, mais cette régression démontre que ce sont les écarts de salaire entre les professions et les industries qui comptent le plus.

Les deux colonnes à l'extrême droite du tableau 7 permettent d'examiner ces effets d'une autre façon. Lorsque tous les autres facteurs sont maintenus constants, la distribution de la rémunération par profession explique 2 200$ de l'écart entre les femmes et les hommes, les différences dans les rémunérations moyennes versées aux femmes et aux hommes au sein des mêmes professions expliquent 700$ de plus et les différences de rémunération par industrie 500$. Ces variables prises ensemble constituent la source la plus importante des inégalités de revenu entre les sexes.

En terminant, examinons l'effet des relations de pouvoir. En égalisant la condition des femmes et des hommes relativement aux responsabilités de supervision, à la planification et à la proximité de la supervision, on réduit l'écart de rémunération actuel d'à peu près 1 000$ et ce, en ne modifiant rien d'autre. À l'exception d'un effet minime de 90$ par employé supervisé, les relations de pouvoir ainsi mesurées n'affectent toutefois pas beaucoup, du point de vue statistique, le revenu provenant de l'emploi lorsque les autres variables sont maintenues constantes. La régression semi-logarithmique prédit une diminution de 3,9 p. 100 de l'écart de rémunération, et si les différences d'autorité attribuée aux femmes et aux hommes ne comptaient pas, le coefficient

indiquerait que le fait de superviser, au-delà de l'augmentation associée à la supervision de chaque employé additionnel, n'affecte guère le revenu provenant de l'emploi.

b. Les interactions entre les sexes et d'autres variables

Comme on l'a mentionné auparavant, les estimations précédentes de l'effet des divers facteurs sur les revenus des femmes reposent sur l'hypothèse que ces facteurs affectent également les revenus des femmes et des hommes. L'analyse des tableaux indique que cette hypothèse n'est pas toujours vraie: il semble que l'expérience des hommes peut être monnayée davantage que celle des femmes; les femmes semblent retirer plus d'avantages de la syndicalisation, etc. Ces observations ont toutefois été faites sans que les autres variables qui auraient pu être incluses dans la régression soient contrôlées sur le plan des statistiques. Nous retournons alors au problème de l'identification des "effets d'interaction", c'est-à-dire à ces cas où les effets des autres variables sur le revenu des hommes et des femmes ne sont pas les mêmes.

La régression métrique a isolé sept variables dont les interactions sont importantes, mais elles n'augmentent la capacité totale de prédiction du revenu que d'à peu près 1 p. 100. Tout d'abord, le pourcentage de femmes au sein d'une industrie augmente les salaires des femmes mais réduit ceux des hommes. En d'autres mots, le fait de travailler dans une industrie où la proportion d'employés(es) de son sexe est plus importante augmente le salaire. Tant les femmes que les hommes qui travaillent dans des industries non traditionnelles sont pénalisés d'à peu près 500$ sur leur salaire annuel pour chaque diminution de 10 p. 100 de la proportion des femmes ou des hommes, selon le cas, dans l'industrie. Cette conclusion est importante et permet d'insister une fois de plus sur le fait

que le travail des femmes dans des professions et des industries à faibles rémunérations réduit singulièrement leur revenu. Quoi qu'il en soit, les mouvements vers des industries nouvelles où les salaires moyens sont plus élevés donneraient quand même des gains nets aux femmes en provenance d'industries à faibles rémunérations.

Le deuxième résultat concerne les lieux de travail. En comparaison avec le groupe de référence constitué par les employés qui travaillent dans des entreprises de 200 employés et plus, les employés masculins de la fonction publique, présentant par ailleurs des caractéristiques identiques, ont un manque à gagner de 2 500$ en moyenne alors que les femmes voient leurs gains croître de 1 200$. Ceci confirme l'hypothèse sous-entendue plus tôt dans les données, à l'effet que les femmes fonctionnaires se trouvent par rapport aux hommes dans de meilleures conditions que les femmes qui travaillent dans l'entreprise privée ou à leur compte. En contrôlant encore une fois les autres variables, on constate aussi que les femmes qui travaillent dans des entreprises employant moins de 30 personnes gagnent à peu près autant que les employées des grandes entreprises, tandis que les hommes qui travaillent dans de petites entreprises gagnent près de 4 000$ de moins que leurs homologues employés par de grandes entreprises. Il est possible d'affirmer que les hommes qui travaillent dans de grandes entreprises peuvent réaliser des gains de salaire importants à ce titre, alors que les femmes ne le peuvent pas. Cette constatation nous reporte à notre remarque antérieure, à savoir que la relation entre la taille de l'entreprise et le salaire moyen est loin d'être parfaite. Il existe des entreprises importantes et puissantes qui versent à leurs employés des

rémunérations substantielles, probablement en raison de leur position sur le marché. Dans d'autres industries, par contre, les gros employeurs ne sont pas aussi généreux.

De plus, trois autres effets ont été identifiés. Les femmes connaissent une moins grande diminution de revenu à des niveaux d'expérience élevés (mesurés par l'expression de l'expérience au carré, calculée à partir de la moyenne). Ce résultat s'accorde avec la conclusion déjà énoncée: les femmes retirent de plus petits avantages de l'expérience après les 20 premières années d'expérience. On constate également que les hommes qui font de la supervision voient leur salaire augmenter de 120$ en moyenne par année par employé supervisé, ce qui n'est pas le cas pour les femmes; dès qu'ils font de la supervision, les hommes gagnent en moyenne 2 400$ de plus par année que ceux qui n'en font pas, par rapport aux femmes qui ne reçoivent aucune augmentation.

La régression métrique révèle d'autres effets d'interaction, encore que la variance totale expliquée n'augmente guère. Le revenu des femmes est en plus forte corrélation avec la rémunération moyenne de leur profession que ne l'est celui des hommes. Ceci indique que les hommes sont moins sujets aux contraintes sur leur revenu résultant de l'existence de marchés du travail pour des habiletés associées à des professions déterminées. En d'autres termes, les femmes dont la profession est peu rémunérée sont beaucoup moins susceptibles que les hommes d'échapper au faible niveau de revenu de leur profession. D'autre part, les femmes exerçant des professions bien rémunérées sont plus assurées que les hommes d'en retirer les avantages.

Étant donné que les femmes ont souvent des emplois à temps partiel, on a fait une série de tests afin de déterminer si la rémunération de ces emplois est moindre pour des niveaux donnés d'instruction et d'expérience, mise à part la tendance des travailleurs à temps partiel, décrite précédemment, à être en général moins bien rémunérés. De tels effets ne sont pas ressortis de la régression métrique, mais la régression semi-logarithmique a fait ressortir deux petits effets. Les travailleurs à temps partiel subissent une plus grande perte de salaire aux niveaux d'expérience très élevés (mesurés toujours par l'expression au carré) de sorte que les travailleurs à temps partiel plus âgés sont relativement plus défavorisés que les plus jeunes. Une autre découverte, plutôt inattendue, est que les travailleurs à temps partiel qui travaillent moins de 20 heures par semaine et qui ont un diplôme d'études secondaires se trouvent dans de meilleures conditions que prévues.

L'importance de ces effets n'affecte en rien les conclusions émanant des régressions dont on a rendu compte plus haut. Tout bien considéré, les manques à gagner des femmes ne proviennent pas du fait que les femmes et les hommes reçoivent des récompenses différentes selon leurs attributs personnels. Il ressort plutôt que ce sont les différences dans la répartition par profession et dans le niveau d'expérience et d'ancienneté avec les employeurs et l'effet de la "discrimination pure" (une constante) qui désavantagent les femmes, peu importent leurs caractéristiques personnelles.

Les conclusions et les conséquences politiques

Chacun des cinq facteurs qui ont fait l'objet de cette analyse a un effet sur l'inégalité de rémunération entre les femmes et les hommes en situation d'emploi, et chacun pose les fondements de politiques sociales

susceptibles d'améliorer le sort des femmes. Les causes de l'inégalité n'étant pas d'égale importance, certaines politiques ont plus de chances de réussir que d'autres. Voyons d'abord le résidu "inexpliqué".

Près de 2 800$ de l'écart n'ont pu être attribués à aucune variable mesurée. Il se peut que ce chiffre soit réduit quelque peu par l'addition de nouvelles variables à la régression ou en mesurant de façon plus précise celles déjà utilisées. Le recensement de 1981, par exemple, fournira de bien meilleures estimations des écarts parmi les professions que les données de 1971 que nous avons dû utiliser. Toutefois, les recherches antérieures ne sont guère encourageantes quant à l'élucidation de l'écart résiduel de 15 à 20 p. 100 à l'aide d'autres variables ou de variables mieux mesurées. Ce résidu est important et il devrait être possible de le réduire par des politiques qui visent tout simplement à accorder aux hommes et aux femmes un traitement égal. Le dilemme, c'est que les politiques d'égalité de rémunération ont déjà fait l'objet de législations. Il ressort donc de cette analyse que l'application des politiques de rémunérations égales est inefficace. Étant donné la persistance des inégalités de rémunération dont l'ampleur n'a pu être réduite au cours des vingt dernières années, il n'est pas étonnant que plusieurs défenseurs de l'égalité allèguent maintenant que les politiques de rémunérations égales sont futiles et que seuls les programmes d'action positive amélioreront sensiblement la situation des femmes.

L'instruction, l'expérience et l'ancienneté, par elles-mêmes, n'expliquent guère l'inégalité des revenus. La preuve que les femmes sont moins récompensées que les hommes pour l'expérience additionnelle est toutefois considérable. Cette constatation vient appuyer l'argument des

théoriciens du "marché interne du travail" à l'effet que les politiques de promotion des entreprises font preuve de discrimination envers les femmes en situant leurs emplois hors des échelles de promotion. Les tentatives visant à modifier les politiques de promotion des employeurs pourraient générer des gains pour les femmes. Pour augmenter l'expérience de travail totale des femmes, il faut accroître leur participation au marché du travail et en assurer la continuité, et pour cela il faut des politiques de maternité et de paternité favorables ainsi que des améliorations aux systèmes de garderie.

Les travailleurs à temps partiel sont moins bien rémunérés que leurs homologues à plein temps, mais les femmes subissent des pertes moins importantes que les hommes qui travaillent à temps partiel. Il faut donc se demander si la rémunération plus faible des travailleurs à temps partiel traduit réellement leur rendement moins élevé plutôt que l'absence de pouvoir de négociation sur le marché du travail. En ce qui a trait aux politiques sur le travail à temps partiel, il faudra à la fois explorer plus à fond les taux de rémunération et étudier les motifs qui poussent une personne à choisir un travail à temps partiel. Des facteurs tels que la disponibilité de services de garderie et les responsabilités domestiques sont susceptibles de jouer un rôle important.

Puisque les propriétaires d'entreprises ont des revenus élevés, surtout dans le cas des grandes entreprises, les politiques qui favorisent l'esprit d'entreprise chez les femmes auraient pour effet d'accroître quelque peu leur revenu moyen. L'accroissement de la syndicalisation des femmes augmenterait de façon modérée leurs revenus. Les grandes entreprises offrent généralement des taux de rémunération plus élevés aux

hommes, mais pas aux femmes. Être à l'emploi d'un gouvernement constitue un avantage pour les femmes, mais pas pour les hommes, lorsque tout un assortiment de caractéristiques individuelles sont contrôlées. Étant donné que l'on constate cet écart suite à l'application de contrôles statistiques à la profession, au capital humain et à d'autres variables, ces données indiquent que les gouvernements, comme employeurs, se préoccupent plus sérieusement d'améliorer la situation de la femme que le secteur privé. Les employeurs du secteur privé constituent donc un obstacle important à l'élimination des inégalités de rémunération.

La concentration des femmes dans des professions à faible rémunération est de loin le facteur le plus important à la base de leur faible rémunération. Le choix d'une profession reflète une combinaison de facteurs individuels de socialisation et d'éducation, les occasions d'apprentissage en cours d'emploi et les contraintes que l'économie impose en créant une demande de professions bien précises. Si les enseignants et les électriciens doivent obtenir une formation et une accréditation précises, d'autres professions s'apprennent entièrement en cours d'emploi ou posent des préalables plus généraux, comme par exemple, un diplôme universitaire général. Ainsi des changements au niveau des politiques des employeurs en matière de dotation et de formation en cours d'emploi auraient un effet, tout comme les programmes visant à encourager les femmes à entreprendre une formation dans des professions non traditionnelles.

Il est d'usage d'assigner entièrement la tâche d'atténuer l'effet important de la répartition des professions sur les inégalités de rémunération à des politiques conçues pour modifier cette répartition. En effet, nous nous intéresserions beaucoup moins à la ségrégation professionnelle

s'il n'y avait pas d'inégalités très importantes de rémunération d'une profession à l'autre. Les taux de rémunération des professions traduisent non seulement les exigences, les responsabilités et la formation nécessaire propres à ces professions, mais aussi le pouvoir relatif des divers groupes professionnels. De plus, les récompenses associées aux divers niveaux d'habileté et de formation sont aussi établies de façon "politique". Les structures professionnelles qui présentent de vastes inégalités de rémunération ont tendance à être dotées de mécanismes de pouvoir et d'institutions qui dirigent les minorités raciales et ethniques, de même que les femmes, vers des emplois à faible rémunération. Il est probable que l'arrivée des femmes au sein de professions où prédominaient les hommes, comme par exemple la "féminisation" du travail de commis au vingtième siècle dans les pays occidentaux industrialisés, entraîne une dévaluation relative de ces professions. Les politiques sociales visant à égaliser les taux de rémunération des professions amélioreraient non seulement la situation des femmes, mais aussi celle des autres minorités et élimineraient ainsi un mécanisme qui a servi historiquement à des fins de discrimination envers des groupes sans grandes ressources ou pouvoir politique.

Les inégalités de revenu dans l'industrie sont, elles aussi, intimement liées à la structure économique - elles reflètent la division du travail entre les industries, division qui est caractérisée par d'importants écarts entre les revenus. De plus, ces écarts s'apparentent à l'économie mondiale par le biais des importations et des exportations. Les efforts visant à modifier les niveaux de rémunération dans l'industrie en vue d'améliorer la situation des femmes se heurtent donc aux obstacles formidables que posent les économies canadienne et mondiale.

En conclusion, notre examen de l'effet des relations de pouvoir a été plutôt décevant. Si l'on tient compte des autres facteurs, ces variables ont peu d'effet sur la rémunération. Il semble toutefois que les femmes reçoivent peu de compensation pour les responsabilités de supervision qu'elles assument. Les inégalités de rémunération attribuables à la supervision sont principalement fonction des politiques de l'employeur puisqu'on accède à la supervision par des promotions plutôt que par une formation reconnue comme par exemple des études supérieures en administration. Des politiques de rémunérations égales des entreprises, fondées sur le niveau des responsabilités de supervision (plutôt que sur la comparaison du genre de travail) apporteraient une solution à ce problème.

On ne devait pas s'étonner de constater que l'analyse des données indique que plusieurs mécanismes contribuent (à des degrés divers toutefois) à l'écart des revenus des femmes et des hommes. L'oppression de la femme est profondément enracinée dans les institutions économiques et sociales canadiennes...il n'y a pas d'autre moyen d'expliquer le manque d'amélioration flagrant du sort économique de la femme. Seule l'adoption d'un vaste évantail de politiques pourrait améliorer la situation des femmes. Il est évident que les solutions du passé qui, pour éliminer les injustices, revendiquaient un salaire égal à travail égal ne suffiront pas à la tâche de modifier en profondeur la situation des femmes sur le marché du travail.

LES RENVOIS

1. Sylvia Ostry, The Female Worker in Canada. (Ottawa: Bureau fédéral de la Statistique, 1968), p. 41

2. Voir par exemple Rachel A. Rosenfeld, "Disparités socio-économiques entre les hommes et les femmes: aperçu des résultats et explications" pp. 382-99 dans Observations sur les revenus au Canada (Ottawa: Conseil économique du Canada, 1977).

3. Voir Ostry, op cit. et la publication annuelle Les femmes dans la population active: faits et données (Ottawa: Bureau de la main-d'oeuvre féminine, Travail Canada).

4. Hugh et Pat Armstrong, "Women in the Canadian Labour Force," Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie 12 (No. 4, pt. 1; nov. 1975).

5. Voir Francine D. Blau et Carol L. Jusenius, "Economists' Approaches to Sex Segregation in the Labor Market: An Appraisal," Signs 1 (3, pt. 2): 181-99.

6. Effectué par le Centre for Human Resources Research de l'Université de l'Ohio, le National Longitudinal Survey inclut des groupes d'hommes âgés de 45 à 49 ans, des femmes de 30 à 44 ans et des hommes et des femmes de 14 à 24 ans.

7. Parmi les ouvrages qui utilisent ces données, Monica Boyd et Elizabeth Humphreys "Labour Markets and Sex Differences in Canadian Incomes," (Ottawa: Conseil économique du Canada, document nº 143); Monica Boyd, John Goyder, Frank Jones, Hugh McRoberts, Peter Pineo, et John Porter, "Status Attainment in Canada," Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie 18:5 (déc. 1981): 657-73; et Hugh McRoberts, "Un modèle d'accession au revenu des salariés masculins nés au Canada" pp. 489-510 dans Observations sur les revenus au Canada (Ottawa: Conseil économique du Canada, 1979).

8. À titre d'exemple, comparez les économistes Peter Kuch et Walter Haessel, Une analyse des gains au Canada (Ottawa: Statistique Canada, 1979) au sociologue américain Erik Olin Wright, Class Structure and Income Determination (New York: Academic Press, 1979).

9. Voir George W. Bohrnstedt et T. Michael Carter, "Robustness in Regression Analysis," Sociological Methodology 1971 (San Francisco: Jossey-Bass).

10. D'où le titre de ce texte de Jacob Mincer, Schooling, Experience and Earnings. (New York: National Bureau of Economic Research, 1974).

11. Voir Gerry Oster, "A Factor Analytic Study of the Theory of the Dual Economy," Review of Economics and Statistics 161 (fév. 1979): 33-9.

12. Du Recensement du Canada, Vol. III, Partie 6, Tableau 4 (Ottawa: Statistique Canada, 1975).

13. De Emploi, gains et durée du travail, 72-002, juin 1981, Tableau 2 (Ottawa: Statistique Canada) et Emploi dans l'administration fédérale, 72-004, Emploi dans les administrations provinciales, 72-007, Emploi dans les administrations locales, 72-009. avril-juin 1981.

14. Les modifications de la structure de rémunération par profession au cours de la dernière décennie amènent des erreurs au niveau des variables et il en résulte une sous-estimation de leurs effets - voir Bohrnstedt et Carter, op cit. Les données sur la rémunération par profession et par industrie sont des moyennes qui tiennent compte de l'inflation jusqu'en 1981.

15. La variable est égale à la rémunération moyenne (selon le recensement de 1971) des travailleurs de même sexe que la personne interrogée qui ont la même profession moins la rémunération moyenne de tous les travailleurs ayant cette profession.

16. Les questions étaient formulées comme suit:

Consacrez-vous une partie de votre temps de travail à faire de la supervision ou à dire quoi faire aux employés?

Oui 1
Non 2

Combien de temps consacrez-vous à la supervision? Diriez-vous...
...tout votre temps ou presque 1
...plus de la moitié de votre temps 2
...à peu près la moitié de votre temps 3
...à peu près un quart de votre temps 4
...moins d'un quart de votre temps 5

Combien de personnes supervisez-vous?

d'individus .....___ ___

CODEZ 97 POUR 97 INDIVIDUS OU PLUS

Consacrez-vous une partie de votre temps à planifier les activités futures de votre entreprise (ou ministère)?

Oui 1
Non 2

17. D'après la régression métrique, l'effet de le profession est plus important que celui de l'industrie; d'après la régression semi-logarithmique, l'effet de l'industrie est plus important. Il est à noter que l'écart-type des moyennes des industries est à peu près de moitié inférieur à l'écart-type des moyennes des professions. Ainsi, si les coefficients de régression de l'industrie et de la profession étaient égaux, le coefficient de régression normalisé de la profession serait le double du coefficient de l'industrie.